METRON

RIVISTA INTERNAZIONALE DI STATISTICA — REVUE INTERNATIONALE DE STATISTIQUE
INTERNATIONAL REVIEW OF STATISTICS — INTERNATIONALE STATISTISCHE ZEITSCHRIFT
REVISTA INTERNACIONAL DE ESTADISTICA

DIRETTORE PROPRIETARIO — DIRECTEUR ET PROPRIÉTAIRE
EDITOR AND PROPRIETOR — HERAUSGEBER UND EIGENTHÜMER
DIRECTOR Y PROPIEDARIO

Prof. Dott. Corrado Gini, *Direttore dell'Istituto di Statistica della Università di Roma*

AMMINISTRATORE — ADMINISTRATEUR — MANAGER — VERWALTER — ADMINISTRADOR

Dott. Franco Mariani, *Istituto di Statistica della Università di Roma*

SEGRETARI DI REDAZIONE — SECRÉTAIRES DE RÉDACTION
EDITORIAL SECRETARIES — REDACTIONSSECRETAERE — SECRETARIOS DE LA REDACCIÒN

Proff. V. Castellano, N. Federici, G. Pompilj

Vol. XV-N. 1-2-3-4 **15-X-1949**

SOMMARIO-SOMMAIRE-CONTENTS-INHALT-SUMARIO

H. Jecklin. *La notion de moyenne* 3
C. Gini. *Le medie dei campioni* 13
T. Salvemini. *Contributo allo studio della mutabilità delle serie cicliche* 29
E. Marseguerra. *Su alcuni valori caratteristici delle serie cicliche, trattate con metodo continuo* 71
C. Gini. *Rileggendo Bernoulli* 117
C. Gini. *Considerazioni sulle probabilità a posteriori e applicazioni al rapporto dei sessi nelle nascite umane* 133
L. Cavalli. *Sulla correlazione media fra più caratteri, in relazione alla Biometria* 173
J. M. Hammersley. *The unbiassed estimate and standard error of the interclass variance* 189
C. Gini. *Vecchie e nuove osservazioni sulle cause della natalità differenziale e sulla misura della fecondità naturale delle coniugate* 207
H. von Schelling. *Erste Ergebnisse einer Aufgliederung der Sterblichkeit nach Geburtsjahrgängen und Kalenderjahren* 359
V. Castellano. *Sulle mutue relazioni tra i vari metodi per la determinazione della frequenza dei geni nei gruppi sanguigni* 375
Pubblicazioni ricevute 403

ROMA

AMMINISTRAZIONE DEL « METRON »

UNIVERSITÀ — ISTITUTO DI STATISTICA

ARTICOLI GIUNTI ALLA RIVISTA CHE VERRANNO PUBBLICATI NEI PROSSIMI NUMERI (*secondo l'ordine di arrivo*).

ARTICLES RECEIVED BY THE REVIEW WHICH WILL BE PUBLISHED IN FUTURE ISSUES (*according to date of receipt*).

ARTICULOS LLEGADOS A LA REVISTA QUE SE PUBLICARÁN EN LOS PROXIMOS NUMEROS (*según el orden de su llegada*).

ARTICLES REÇUS PAR LA REVUE ET À PARAÎTRE PROCHAINEMENT (*d'après la date de reception*).

ARTIKEL DIE AN DIE ZEITSCHRIFT ANGELANGT SIND UND WELCHE IN DEN FOLGENDEN NUMMERN ERSCHEINEN WERDEN (*nach der Reihenfolge des Eingangs*).

C. GINI. *Asimmetria e anormalità delle distribuzioni statistiche.*

C. GINI. — *Probabilità che x termini di una serie erratica sieno tutti decrescenti o tutti crescenti.*

G. DAHLBERG. — *Eine Methode zur Messung von Rassenunterschieden.*

C. GINI. — *Ulteriori considerazioni sull'asimmetria delle distribuzioni statistiche.*

T. SALVEMINI. — *Su la determinazione dei quozienti di eliminazione.*

V. CASTELLANO. — *Sui quozienti di eliminazione.*

C. GINI. — *Della relazione tra differenza media con ripetizione e scostamento semplice medio dalla mediana.*

C. GINI. — *Del passaggio dall'indice di variabilità di un campione all'indice di variabilità della massa.*

G. POMPILJ. — *Sul problema inverso della ricerca statistica.*

L. CAVALLI. — *Un metodo rapido di calcolo della correlazione media fra più caratteri.*

C. GINI. — *L'evoluzione del concetto di media.*

E. PIZZETTI. — *Dalle proporzioni continue alle progressioni.*

K. FREUDENBERG. — *Die Grenzen für die Anwendbarkeit der Gesetzes der kleinen Zahlen.*

Gli Autori degli articoli inviati per la pubblicazione nella Rivista, rinunciano in favore della medesima alla proprietà letteraria degli articoli stessi, qualora vengano pubblicati.

Les Auteurs des articles envoyés à la Revue, pour y être publiés, renoncent, en faveur de celle-ci, à la proprieté litteraire de leurs articles, s'ils sont acceptés.

The Authors of papers sent for publication in the Review are supposed to give up their copyright in favour of the Review if the papers are published.

Die Verfasser der zur Veröffentlichung in der Zeitschrift zugesandten Aufsätze, werden, falls selbige veröffentlicht werden, auf ihre Verfasserrechte zu Gusten der Zeitschrift verzichten mussen.

Los Autores de los artículos enviados para su publicación en « Metron » renuncian su propriedad a favor de la Revista cuando los artículos sean publicados.

HEINRICH JECKLIN

La Notion de Moyenne

Bien que fort ancienne déjà, il faut reconnaître que la notion de moyenne n'a pas éveillé chez les mathématiciens, dans leur ensemble, toute l'attention qu'elle mérite. Il est vrai qu'au cours de ces dernières années quelques contributions ont été apportées à ce thème et qu'en particulier des mathématiciens et statisticiens italiens ont publié de nouvelles et intéressantes études à son sujet,

Si nous nous permettons de nous exprimer ici, c'est que nous avons la conviction qu'une certaine confusion règne dans les conceptions relatives à cette notion, confusion moins sensible dans le domaine de la pratique que dans celui des connaissances proprement dites. Il est bon de préciser, avant d'aller plus avant et pour éviter toute fausse interprétation, que la notion de moyenne ne doit pas être confondue ni identifiée avec les différentes méthodes propres à la détermination de cette dernière. Une définition générale de la moyenne ne doit pas se traduire par un type particulier de moyenne, mais au contraire tous les types de moyennes doivent pouvoir s'intégrer dans une définition étendue de la notion de moyenne.

Cette définition générale nous a été donnée par Cauchy dans son cours d'analyse, Paris 1821 ; elle s'énonce comme suit : « On appelle moyenne entre plusieurs quantités données une nouvelle quantité comprise entre la plus petite et la plus grande de celles que l'on considère ». La définition en question a le mérite d'être aussi claire que simple et nous partageons volontiers les appréciations émises à son sujet par Sibirani (1). La caractéristique

(1) F. Sibirani, *Di un presunto errore di logica di Cauchy*, Periodico di Matematiche, Serie IV, Vol. IV, 1924.

fondamentale d'une moyenne réside donc dans le fait que cette dernière doit immanquablement se trouver entre les extrêmes d'une suite de valeurs. Chaque valeur qui remplit cette condition est une moyenne, qu'elle soit arbitrairement choisie ou méthodiquement déterminée. De ces deux possibilités, seule la détermination méthodique est toutefois intéressante au point de vue mathématique et utilisable en statistique. D'autres caractéristiques spécifiques viendront, suivant la méthode, s'ajouter à la caractéristique fondamentale précitée pour donner naissance aux divers types de moyennes. C'est précisement le rôle de la statistique que de fixer les caractéristiques spécialement appropriées et de veiller à ce que ces dernières ne soient pas de nature à infirmer la caractéristique fondamentale. La non-observation de ces règles a conduit, comme nous le montrerons, à de regrettables erreurs.

Trois méthodes essentiellement différentes dans leurs principes de base se sont imposées au cours des temps pour la détermination des moyennes. Nous désignerons de façon générale, dans l'exposé qui va suivre, par x_i ($i = 1, 2, \ldots, n$, où : $x_1 < x_2 < \ldots < x_n$) les valeurs dont nous avons à prendre la moyenne et par $p\ (x_i)$, ou simplement p_i, leur facteur de pondération (respectivement : poids, fréquence). L'indice i sera également laissé de côté, le cas échéant, pour autant qu'aucune confusion ne soit possible. Les trois méthodes de détermination des moyennes formant la base de la systématique en la matière ayant été approfondies dans une des nos autres études (2), nous n'y reviendrons que brièvement.

La première méthode repose sur la division en deux parties d'une quantité ordonnée de valeurs et les moyennes statistiques déterminées d'après cette méthode prennent par suite la dénomination de « Valeurs de séparation » (Teilungswerte). Soit a et b deux quantités positives, la « Valeur de séparation » m des n quantités x_i relatives à la fonction $F\ (x)$ sera définie de façon générale par l'équation : $a \sum_{1}^{m} p\ (x_i)\ F\ (x_i) = b \sum_{m}^{n} p\ (x_i)\ .\ F\ (x_i)$.

Pratiquement, nous avons toujours $a = b$ et la fonction $F\ (x)$ devient soit $F\ (x) =$ constante, soit $F\ (x) = x$. Dans le premier cas, m est la « Valeur Centrale » (ou Médiane) donnée

---

(2) H. Jecklin, *Zur Systematik der statistischen Mittelwerte*, Zeitschrift fur schweizerische Statistik und Volkswirtschaft, 1947, Heft 4.

par $\sum_{1}^{m} p_i = \sum_{m}^{n} p_i = \frac{1}{2} N$, si, comme il est courant, nous posons $\sum_{1}^{n} p_i = N$. Dans le second cas, m est ce que Fechner a appelé « Scheidewert » (Valeur de scission) définie par $\sum_{1}^{m} p_i x_i = \sum_{m}^{n} p_i x_i$. Nous n'examinerons pas plus avant si, par un choix différent de la fonction $F(x)$, d'autres moyennes pratiquement utilisables peuvent encore être trouvées. Le passage du principe dit méthodique à une variable continue x est sans autre possible.

La deuxième méthode peut être considérée comme étant la application du théorème des moyennes en calcul différentiel. Posons : $p(x) F(x) = f(x)$. Si la fonction $f(x)$ comprise entre $x = a$ et $x = b$, coupée par la sécante passant par $f(a)$ et $f(b)$, est concave, il existe entre a et b une valeur m, de telle sorte que la tangente passant par $f(m)$ est parallèle à la dite sécante. Ou , en d'autres termes, il existe un m pour lequel $f'(m) = \frac{f(a) - f(b)}{a - b}$. Formulée de cette façon générale, cette méthode ne trouve pratiquement pas d'application. En statistique pratique $p(x)$ est une fréquence, donc positive, en général une fonction concave à l'axe des x. Désignons par a et b les deux points de l'axe des x par lesquels passe la courbe de fréquence : il est évident que $p(a) = p(b) = 0$ et par suite $f(a) = f(b) = 0$. m sera défini ici par $f'(m) = \frac{f(a) - f(b)}{a - b} = 0$, c'est-à-dire m est l'abscisse du maximum de $f(x) = p(x) F(x)$. Pratiquement, nous aurons toujours, dans ce cas également, ou bien $F(x) =$ constante, ou $F(x) = x$. Dans le premier cas, m sera la « Valeur de plus grande fréquence » (ou « mode ») et correspond à toute valeur de x, pour laquelle $p(x) =$ maximum. Dans le second cas, nous obtiendrons une valeur également introduite par Fechner et qu'il a dénommée « Schwerster Wert » (Valeur la plus lourde), m correspondant à toute valeur de x, pour laquelle $x \cdot p(x) =$ Maximum. Nous serions enclins à désigner comme « valeurs maximales » les moyennes statistiques déterminées de cette façon. Ici également, nous laisserons ouverte la question de savoir si d'autres fonctions $F(x)$ peuvent encore donner des moyennes statistiques ayant un sens.

La troisième méthode est sans contredit la plus importante

et mérite d'être examinée de plus près : C'est la détermination de la moyenne par une formule analytique. Il n'est peut-être pas inutile de faire remarquer que, spécialement en l'occurrence, la formule de la moyenne a souvent été confondue avec la notion de moyenne elle-même. Chisini (3) a donné une expression générale sur laquelle on peut avantageusement se baser : Si nous considérons une fonction $f(x) = f(x_1, x_2, \ldots\ldots x_n)$ de n quantités indépendantes, nous aurons pour moyenne des x_i relatifs à la fonction f, toute valeur m qui, si nous la substituons aux x_i, donnera à f la même valeur que les x_i, *c-à-d.* que m est choisi de telle sorte que $f(m, \ldots\ldots m) = f(x_1 \ldots\ldots x_n)$. En opposition formelle avec Chisini, nous ne pouvons toutefois admettre ceci comme définition générale d'une moyenne, mais seulement comme une conception générale d'une méthode pour le calcul de moyennes par formules (4). Il est facile de passer de l'expression implicite pour m à une expression explicite. A cet effet, nous donnerons par hypothèse une valeur unique x aux différents x_i, ce qui rendra f fonction d'une seule variable : $y = f(x \ldots\ldots x) = f(x)$. La fonction inverse de cette dernière sera : $x = \varphi(y)$. m sera par conséquent exprimé explicitement si, dans cette fonction inverse, nous remplaçons y par la forme primitive de la fonction f, soit $m = \varphi[f(x_1, \ldots x_n)]$. Il y a cependant lieu de prendre garde — comme l'a très justement fait observer Gini (5) — que de telles expressions générales sont impropres si des données plus précises ne sont pas fournies quant à l'emploi des fonctions admises. Chisini n'ayant pas remarqué que certaines réserves sont ici à faire nous ne pouvons pas considérer sa définition comme suffisante car elle ne nous garantit aucunement le respect des caractéristiques fondamentales de la moyenne sur lesquelles nous avons insisté au début de notre exposé. Justifions-le par quelques simples exemples : Soit deux valeurs $x_1 < x_2$, posons $f(x_1\, x_2) = \frac{x_1^2}{x_2} + \frac{x_2^2}{x_1}$, il s'ensuit $m = \frac{x_1^3 + x_2^3}{2x_1 x_2}$; ou posons $f(x_1\, x_2) = K.\, x_1 - x_2$,

(3) O. Chisini, *Sul concetto di media*, Periodico di Matematiche, Serie IV, Vol. IX, 1929.

(4) H. Jecklin, *Ueber mathematische Mittelwerte*, Elemente der Mathematik, Winterthur 1948, Heft 1.

(5) C. Gini, *Di una formula comprensiva delle medie*, Metron, Vol XIII, 2, 1938.

on aura $m = \frac{K x_1 - x_2}{K - 1}$; mais ces formules ne donnent en général pas de moyennes bien qu'elles répondent à la condition $f(m, m) = f(x_1 x_2)$. Nous ne voulons toutefois désigner comme formules de moyennes que des formules qui, sans exception, donnent des moyennes, et ce, quels que soient les x_i choisis. L'expression générale relative à la détermination des moyennes par formule implicite doit donc nécessairement être complétée. m est une moyenne des n grandeurs x_i en tant que $f(m \ldots . m) = f(x_1 \ldots . x_n)$ et que simultanément $f(x_1 \ldots . x_1) < f(m \ldots . m) < f(x_n \ldots . x_n)$ ou $f(x_1 \ldots . x_1) > f(m \ldots . m) > f(x_n \ldots . x_n)$. Etant donné que nous n'avons à faire dans les inégalités précédentes qu'à des fonctions à chacune une seule variable, il résulte du théorème sur la réversibilité bien déterminée de fonctions absolument monotones et bien déterminées, que, pour satisfaire à la condition complémentaire, il faut de toute évidence que $x_1 < m < x_n$.

Nous pouvons maintenant, en nous plaçant à deux points de vue différents, répartir l'ensemble des moyennes déterminées au moyen de formules en deux groupes, se subdivisant chacun en deux catégories. D'un côté, nous aurons, d'une part, les moyennes dont la fonction de base f englobe tous les x_i et, d'autre part, celles dont ce n'est pas le cas. D'un autre côté, les moyennes dont la fonction de base f est symétrique dans les x_i et celles qui ne répondent pas à cette condition. Prenons un exemple qui se rapporte à la première de nos classifications : Soit $f(x_1 \ldots . x_n) = \Sigma p_i x_i$. Si la sommation englobe tous les x_i, il s'ensuit que $f(m \ldots . m) = m \cdot \sum_1^n p_i = \sum_1^n p_i x_i$, c-à-d. que $m = \frac{\Sigma p_i x_i}{\Sigma p_i}$: c'est la moyenne arithmétique. Si la sommation n'a trait qu'à x_1 et x_n, nous aurons $f(m, m) = m(p_1 + p_n) = p_1 x_1 + p_n x_n$, ce qui, pour le cas spécial où $p_i = 1$, conduit à $m = \frac{x_1 + x_n}{2}$ c'est-à-dire le « Centre de variation ». Examinons ensuite un exemple simple ayant trait à la seconde de ces subdivisions : Soit deux quantités $x_1 < x_2$ et $f(x_1 x_2) = x_1^2 + x_2^2$, nous aurons $f(m, m) = 2 m^2 = x_1^2 + x_2^2$, d'où $m = + \sqrt{\frac{x_1^2 + x_2^2}{2}}$, soit la moyenne quadratique. Mais si nous posons par exemple $f(x_1 x_2) = x_1^2 + x_1 x_2$, nous

obtiendrons par analogie $m = + \sqrt{\frac{x_1^2 + x_1 x_2}{2}}$, formule qui, comme on s'en convaincra facilement, conduit toujours à une moyenne. Pour la détermination de moyennes par formules, il n'intervient en statistique pratique pour ainsi dire que des relations englobant tous les x_i et qui sont symétriques eu égard à ces derniers. Nous nous limiterons par la suite à ce cas. Mais même si dans la formule tous les x_i répondent à la condition de symétrie, il peut toutefois résulter, en vertu de la règle générale, des formules de moyennes qui sortent du cadre habituel. A ce, sujet, prenons seulement un exemple : Posons $f(x_1 \ldots x_n) = (\Sigma x_i)^2 + \Sigma x_1$, fonction qui remplit de façon évidente les conditions pour être admise, il s'ensuit :

$$f(m \ldots . m) = [n + 2\binom{n}{2}]\, m^2 + nm = (\Sigma x_i)^2 + \Sigma x_i$$

$$m = -\frac{n}{2n + 4\binom{n}{2}} + \sqrt{\frac{1}{n + 2\binom{n}{2}}\left[\frac{n^2}{4\left(n + 2\binom{n}{2}\right)} + (\Sigma x_i)^2 + \Sigma x_i\right]}.$$

En général toutefois, la formule suivante, qui donne pour m une valeur explicite, offre déjà des possibilités très étendues : (4)

$$F(m^r) \,.\, \Sigma p_i = \Sigma p_i \,.\, F(C_r x_i)$$

d'où

$$m = \left[\varphi\left(\frac{\Sigma p_i \,.\, F(C_r x_i)}{\Sigma p_i}\right)\right]^{1/r}$$

Admettons provisoirement que les x_i sont positifs. Par $C_r x_i$, nous désignons une combinaison de classe r sans répétition des n quantités x_i. En ce qui concerne la fonction F, elle doit, pour répondre à la caractéristique fondamentale de la moyenne, être bien déterminée, finie, et absolument monotone dans l'intervalle $[x_1 , x_n^r]$. (4) Si $p_i = 1$, nous aurons :

$$m = \left[\varphi\left(\frac{\Sigma F(C_r x_i)}{\binom{n}{r}}\right)\right]^{1/r}$$

et si F est une fonction algébrique, nous aboutirons à la classe dite des moyennes algébriques combinatoires qui comprennent également, en particulier, les moyennes généralisées issues de puissances. Ces types intéressants de moyennes ont déjà fait l'objet d'études approfondies (5), aussi n'est-il guère nécessaire d'y revenir.

Si nous considérons le cas particulier $r = 1$, nous aurons la définition générale d'une formule de moyenne simple :

$$F(m) \cdot \Sigma p_i = \Sigma p_i \cdot F(x_i), \text{ d'où } m = \varphi\left[\frac{\Sigma p_i \cdot F(x_i)}{\Sigma p_i}\right]$$

telle qu'elle a p. ex. été donnée par Darmois (6), malheureusement sans les réserves indispensables en ce qui concerne la fonction F. La fonction F doit ici, pour garantir une réversibilité bien déterminée, être bien déterminée, finie et absolument monotone dans l'intervalle $[x_1, x_n]$. Il n'est par contre pas nécessaire, comme ça l'a été parfois exigé (7), qu'elle soit positive. Posons par exemple $F(x) = \sqrt{x}$, nous devrons, pour obtenir la détermination indispensable, indiscutablement choisir entre $+\sqrt{x}$ et $-\sqrt{x}$. Cette résolution prise, nous aurons une moyenne $m = \left(\frac{\Sigma p_i \sqrt{x_i}}{\Sigma p_i}\right)^2$ bien déterminée pour des x_i positifs. La situation ne présentant ici aucune équivoque — les x_i n'interviennent qu'à titre simple et non combinatoire — nous pourrons en outre abandonner l'hypothèse que les x_i doivent être positifs. On fait souvent ressortir que la caractéristique dominante de la moyenne arithmétique est que son utilisation admet aussi des x_i négatifs. C'est assez naturel, car la fonction linéaire $F(x) = x$ qui conduit à la moyenne arithmétique est absolument monotone dans tout le domaine de définition des nombres réels. Si nous prenons d'autres fonctions ayant cette caractéristique tout en étant bien déterminées, nous obtiendrons alors des formules de moyennes qui possèdent également la caractéristique mentionnée. Ainsi, p. ex. pour $F(x) = x^3$, m aura la valeur réelle $\sqrt[3]{\frac{\Sigma p_i x_i^3}{\Sigma p_i}}$ ou pour $F(x) = c^x$, c = constante positive, $m = \frac{ln \Sigma p_i \cdot c^{xi} - ln \Sigma p_i}{ln\, c}$. La moyenne quadratique n'est par contre utilisable que pour un ensemble de x_i uniquement positifs ou uniquement négatifs, $F(x) = x^2$ n'étant uniforme que dans les espaces distincts $[-\infty, 0]$ et $[0, +\infty]$, pris séparément.

---

(6) G. Darmois, *Statistique mathématique*, Paris, 1928, pag. 31.

(7) E. Blaschke, *Die statistischen Mittelwerte*, Wirtschaft & Recht der Versicherung, Berlin 1925, No. 1.

Cette mise au point nous permet de procéder pour $F(x)$ au choix approprié. En pratique, l'expression explicite de m trouvera sa limite naturelle dans la réversibilité plus ou moins simple de la fonction. Citons p. ex. $F(x) = ln\, x$ applicable dans les limites $[0\ ,\ +\infty]$, il en résulte donc la moyenne logarithmique-arithmétique ou géométrique ; $F(x) = c^x$ applicable dans l'intervalle $[-\infty,\ +\infty]$, dont la moyenne déterminée par exponentielle est très importante en mathématique financière et actuarielle ; $F(x) = \sin .\, x$ (ou une autre fonction trigonométrique) (8) applicable dans la zone $[0,\ \pi]$ et qui donne $m = \text{arc. sin}\left[\frac{\Sigma\, p_i\, .\, sin\, x_i}{\Sigma\, p_i}\right]$, etc..

La détermination de moyennes par fonctions algébriques reste toutefois toujours la plus importante, et parmi ces fonctions, notons en particulier la fonction de puissances, soit $F(x) = x^t$, qui conduit à la moyenne $m = \left[\frac{\Sigma\, p_i\, .\, x_i^t}{\Sigma\, p_i}\right]^{1/t}$ où l'intervalle d'application dépend du choix de t.

L'étude approfondie des similitudes de relations dans le domaine des moyennes algébriques offre au point de vue mathématique un attrait tout spécial. Parallèlement au théorème connu de l'algèbre disant que toutes les fonctions algébriques symétriques peuvent être définies algébriquement par des fonctions symétriques dites élémentaires, on peut étudier la construction de moyennes algébriques quelconques par l'intermédiaire de moyennes élémentaires non réductibles (9). Nous ne voulons pas reprendre ici ce qui a déjà été dit par ailleurs, mais seulement fournir un élément important au point de vue pratique : S'il existe une formule algébrique de la forme $m = \left[\frac{\Sigma\, A_i}{\Sigma\, B_i}\right]^{1/t}$, où $\Sigma\, A_i$ est un polynome homogène symétrique dans les x_i de degré $t + s$, $\Sigma\, B_i$ un polynome de même nature de degré s, $s + t > s > 0$, m sera alors sûrement une moyenne, donc $x_1 < m < x_n$, si les polynomes ne contiennent que des membres positifs et si le numérateur répond à la relation $\Sigma\, A_i = \Sigma\, B_i\, C_i$, c-à-d. que les mem-

---

(8) A. Pratelli, *Sulle medie trigonometriche*, Atti della prima riunione scientifica della Società italiana di statistica, Pisa 9-X-1939.

(9) H. Jecklin e M. Eisenring, *Die elementaren Mittelwerte*, Bulletin de l'Association des Actuaires suisses, Vol. 47, 1, 1947.

bres du dénominateur étant des poids doivent découler des membres du numérateur, les x_i eux-mêmes pouvant naturellement également faire fonction de poids.

Un autre chapitre intéressant est celui qui se rapporte à la détermination des moyennes par le procédé de l'itération, méthode qui mériterait d'être étudiée plus à fond. Une catégorie appréciable de moyennes, pondérées de façons particulières, peuvent être trouvées par le procédé en question. Il existe pour l'itération diverses possibilités. En ce qui concerne l'itération appliquée en particulier à la moyenne arithmétique, nous nous référerons seulement, d'une part aux formules d'ajustement mécanique établies par *Wittstein* et d'autre part aux moyennes du genre Hölder et Cesàro ([10]).

Pour terminer notre mise au point et nos classifications, nous nous permettrons encore d'émettre l'opinion qu'il est possible de donner une expression mathématiquement rigoureuse de la moyenne qui englobe toutes les méthodes possibles de détermination (connues et inconnues). Nous ne pouvons pas encore prévoir maintenant jusqu'à quel point ces déductions permettront d'acquérir de nouvelles connaissances dans le domaine mathématique, de créer de nouveaux points de vue quant à la classification ou d'ouvrir de nouvelles perspectives utiles à la statistique pratique ; nous nous réserverons avec plaisir d'y revenir en temps voulu.

---

(10) E. Pizzetti, *Medie ascendenti e medie discendenti*, Atti della prima riunione scientifica della Società italiana di statistica, Pisa 9-X-1939.

CORRADO GINI

Le medie dei campioni [1]

Mentre tanto si è scritto sull'influenza che il numero limitato delle osservazioni esercita sui valori degli indici di variabilità e di relazione, la questione dell'influenza che esso esercita sulle medie non venne — che io sappia — mai esaminata. Ciò dipende verosimilmente dal fatto che il valore probabile della media aritmetica — che di solito si prende in considerazione — del campione evidentemente coincide col valore della media aritmetica del fenomeno collettivo da cui il campione viene estratto.

Ma che cosa accade per le altre medie? Può darsi che la questione sia stata trattata senza che io lo sappia. La letteratura statistica invero è ormai così vasta che nessuno può presumere di conoscerla interamente. Essa è anzi così vasta che, quando si tratta di problemi semplici, come il presente, è più spiccio risolverli da se che ricercare se essi sono già stati risolti da altri.

* * *

Definiamo anzitutto che cosa intendiamo per « campione ».

Campione chiamiamo un gruppetto di elementi, che viene estratto a caso dalla massa o collezione degli elementi che compongono il fenomeno collettivo o di massa. Vi è chi chiama tale massa « popolazione » e chi « popolazione genitrice » e chi « universo ».

Le due prime espressioni richiamano fenomeni demografici o assimilabili ai demografici. L'ultima richiama l'idea dell'infinito ed è perciò consigliabile solo quando il numero degli ele-

(1) Memoria presentata alla riunione del 20 marzo 1947 del Seminario di Statistica dell' Istituto di Statistica dell' Università di Roma.

menti che rientrano nel fenomeno collettivo, si suppone, per astrazione, infinito. Ma, quando il campione viene estratto da una massa concreta di elementi, necessariamente in numero finito, la parola « massa » mi pare preferibile ed a questa io mi atterrò.

***

La scelta a caso del campione può farsi in più modi. Ogni elemento scelto può essere rimesso nella massa prima di sceglierne un altro oppure può esserne tenuto fuori: nella prima ipotesi, si parla di *scelta a caso con ripetizione* e, nella seconda, di *scelta a caso senza ripetizione* intendendosi « ripetizione degli elementi ». Ma il campione, i cui elementi sono scelti senza ripetizione, può pure, dopo essere stato completato, venire o non venire rimesso nella massa prima di passare ad estrarne un altro campione: parleremo corrispondentemente di « ripetizione (o non ripetizione) del campione ».

Parlando di « campione scelto a caso » si intende di solito riferirsi a una scelta a caso fatta senza ripetizione rispetto agli elementi e con ripetizione rispetto al campione e anche noi, in questa nota, intendiamo l'espressione in tal senso. Nel problema che trattiamo, d'altronde, le conclusioni non varierebbero, come facilmente si intende, anche supponendo che la scelta fosse fatta con ripetizione degli elementi, oppure senza ripetizione degli elementi e del campione.

***

Limiterò il mio esame alle *medie ferme basali monoplane*, in cui, cioè, gli elementi, tra i quali si esegue la media, figurano tutti, e tutti come basi e solo al numeratore.

La formula più comprensiva finora proposta per le medie monoplane è quella della *media combinatoria potenziata*.

$$ {}^{b}M^{p} \sqrt[bp]{\frac{1}{\binom{m}{b}} \sum_{i=1}^{\binom{m}{b}} P_i^{b}\, a_i^{p}} \qquad (1) $$

in cui m è il numero degli elementi della massa, a_i $(i = 1, 2 \ldots n)$

un elemento generico della massa ; p un esponente reale qualsiasi a cui si elevano gli m elementi della massa ; $\binom{m}{b}$ il numero delle combinazioni degli m elementi a b a b, mentre Σ indica al solito la somma dei termini e P_i^b il prodotto dei b elementi della combinazione l^{ma}.

Fatto $b = m$, la media combinatoria potenziata si riduce alla media geometrica ; fatto $b = 1$, essa si riduce alla nota formula della *media ricavata da potenze* o *media potenziata* data dalla formula

$$M^p = \sqrt[p]{\frac{1}{m} \sum_{i=1}^{m} a_i^p} \qquad (2)$$

Fatto $p = 1$, la media combinatoria potenziata si riduce alla formula, pure nota, della *media combinatoria* (1).

$${}^bM = \sqrt[b]{\frac{1}{\binom{m}{b}} \sum_{l=1}^{\binom{m}{b}} P_l^b \, a_i} \qquad (3)$$

Due medie combinatorie potenziate si diranno *omograde* quando in esse è uguale il prodotto bp e si diranno *omogenee* (2) quando sono uguali tanto b che p. Tutte le medie omogenee sono dunque omograde, ma vi sono medie omograde non omogenee. Così, sono omogenee (e quindi anche omograde) due medie biquadratiche (in cui è $b = 1$, $p = 4$) o due medie combinatorie potenziate in cui i terminî elevati alla potenza seconda sono presi 4 a 4 (essendo quindi $b = 4$, $p = 2$). Invece sono omograde non omogenee una media biquadratica e una media combinatoria i cui termini sono presi a 4 a 4 e ancora una media potenziata combinatoria i cui termini elevati al quadrato sono presi a 2 a 2, in tutti e tre i casi essendo $bp = 4$.

---

(1) Vedi, per tutto questo, l'articolo *Di una formula comprensiva delle medie*, in « Metron », vol. XIII, n. 2, 28 febbraio 1938.

(2) In una comunicazione in inglese presentata alla riunione dell'Ist. Int. di Stat. (Washington, 6-18 settembre 1947), invece di usare il termine *omogenee*, ho usato quello *biomograde*.

***

Per stabilire le relazioni in cui il valore probabile di una certa media del campione sta col valore della media omogenea della massa, enuncerò alcuni lemmi, che in parte sono stati già dimostrati ed in parte sono di facile dimostrazione.

Lemma 1) *Il valore di una media potenziata* M^p, *per valori positivi dei termini* a_i, *risulta tanto più elevato quanto più è elevato l'esponente* p (1).

La media geometrica risulta, come è noto, intermedia fra l'aritmetica e l'armonica e ciò sta in accordo col fatto che, per p tendente a 0, la media potenziata tende alla media geometrica: perciò la media geometrica può indicarsi col simbolo M^0.

Si possono pertanto stabilire le seguenti disuguaglianze

$$\ldots . M^{-2} < M^{-1} < M^0 < M^1 < M^2 < M^3 < M^4 \ldots .$$

le quali ci dicono che la media biquadratica è superiore alla cubica, questa alla quadratica, questa alla aritmetica, questa alla geometrica, questa all'armonica, questa alla biarmonica.

Lemma 2) *Una media potenziata della massa è uguale alla media omogenea delle medie, tra loro omogenee, di tutti i possibili campioni a cui può dar luogo la massa.*

Da una massa di m elementi si possono estrarre $\binom{m}{c}$ campioni, ciascuno di c elementi. Indicando con ${}_mM^p$ la media potenziata di grado p della massa, con ${}_mM^p_c$ la media potenziata di grado p di un campione di detta massa [dove $c = 1, 2, 3, \ldots m - 1$] e con $\mathfrak{M}^p({}_mM^p_c)$ la media potenziata di grado p delle $\binom{m}{c}$ medie ${}_mM^p_c$ il lemma ci dice che è (2).

$$\mathfrak{M}^p({}_mM^p_c) = {}_mM^p \qquad (5)$$

(1) La dimostrazione è stata data da O. Dunkel, *Generalised geometric means and alegbraic equations*, in « Annals of Mathematics », ottobre 1909.

(2) Il prof. G. Usai ne ha dato la dimostrazione per i casi particolari delle medie aritmetica, armonica e quadratica.

Vedi: G. Usai, *Considerazioni sulle medie*, in « Bollettino dell'Accademia Gioenia », Catania, 1940; *Proprietà combinatoria di certe medie*, in

Esprimiamo questa relazione dicendo che le *medie potenziate godono della proprietà transitiva rispetto al campione* (1).

Lemma 3) *La media geometrica della massa è uguale alla media geometrica delle medie geometriche di tutti i possibili campioni a cui può dar luogo la massa.*

È cioè (2)

$$\mathfrak{M}^0\,({}_mM^0_c) = {}_mM^0 \qquad (6)$$

Questa proprietà era da attendersi per il fatto che la media geometrica è il limite della media potenziata nel caso speciale di $p = 0$.

Anche la *media geometrica gode pertanto della proprietà transitiva rispetto al campione.*

Lemma 4) *Una media combinatoria potenziata della massa è uguale alla media potenziata omograda delle medie combinatorie potenziate, tra loro omogenee, di tutti i possibili campioni a cui può dar luogo la massa.*

Indicando con ${}^b_mM^p$ la media combinatoria potenziata di grado bp degli m elementi della massa elevati ciascuno alla potenza p e combinati a b a b, ; con ${}^b_mM^p_c$ la media combinatoria potenziata di grado bp di un campione [dove $c = 1, 2 \ldots m$] e

---

« Esercitazioni matematiche », pubblicazione del Circolo matematico di Catania, vol. XII, fasc. 9-10, 1940.

È facile la dimostrazione generale. Poichè, per la definizione di campione, ogni elemento della massa ha la stessa probabilità di essere un elemento del campione, nel complesso degli $\binom{m}{c}$ campioni possibili ogni elemento della massa entrerà $\binom{m}{c}\frac{c}{m}$ volte, ossia $\binom{m-1}{c-1}$ volte. Ora se, delle $\binom{m}{c}$ medie potenziate di grado p di tutti i possibili campioni, si esegue la media potenziata di grado p, si ottiene la media potenziata di grado p degli m elementi della massa, ciascuno dei quali è ripetuto $\binom{m-1}{c-1}$ volte. Questa media ha evidentemente lo stesso valore della media potenziata di grado p degli m elementi, ciascuno preso una sola volta, vale a dire della media potenziata di grado p della massa.

(1) Dicesi, con un'espressione usuale, che *una media gode della proprietà transitiva* quando, date s medie, ciascuna di n termini, la loro media è uguale alla media degli $s\,n$ termini.

(2) La dimostrazione trovasi in G. Usai, *Proprietà combinatoria di certe medie*, già cit.

con $\mathfrak{M}^{bp}\,({}^{b}_{m}M^{p}_{c})$ la media potenziata di grado bp delle $\binom{m}{c}$ medie dei campioni, il lemma ci dice che è [1]

$$\mathfrak{M}^{bp}\,({}^{b}_{m}M^{p}_{c}) = {}^{b}_{m}M^{p} \tag{7}$$

Si avverta che si dice « è uguale alla media potenziata omograda », non « è uguale alla media combinatoria potenziata omogenea ». *Le medie combinatorie potenziate non godono quindi della proprietà transitiva rispetto al campione.*

***

Ricordiamo che il valore probabile di una certa media dei campioni — che indicheremo con $E\,({}_{m}M^{p}_{c})$ per le medie potenziate e con $E\,({}^{b}_{m}M^{p}_{c})$ per le medie combinatorie potenziate — altro non è che la media aritmetica delle medie, tra loro omogenee, di tutti i possibili campioni a cui può dar luogo la massa. Potremo pertanto scrivere

$$E\,({}_{m}M^{p}_{c}) = \mathfrak{M}^{1}\,({}_{m}M^{p}_{c}) \tag{8}$$

$$E\,({}^{b}_{m}M^{p}_{c}) = \mathfrak{M}^{1}\,({}^{b}_{m}M^{p}_{c}) \tag{9}$$

---

(1) La dimostrazione — che io sappia — non è mai stata data. Essa è analoga a quella data alla nota (2) di pag. 4. Effettivamente se, delle $\binom{m}{c}$ medie combinatorie potenziate di grado bp relative a tutti i possibili campioni si esegue la media potenziata di grado bp, si ottiene una nuova media combinatoria potenziata di grado bp che comprende $\binom{m}{c}\binom{c}{b}$ combinazioni ciascuna di b elementi, in ciascuna delle quali ogni elemento della massa ha la probabilità di intervenire $= \frac{c}{m}\,\frac{b}{c} = \frac{b}{m}$. Questa media combinatoria potenziata ha effettivamente lo stesso valore della media combinatoria potenziata di grado bp della massa che comprende $\binom{m}{b}$ combinazioni ognuna di b elementi, in ciascuna delle quali ogni elemento della massa ha la probabilità di intervenire $= \frac{b}{m}$. Le due medie differiscono infatti solo nella loro composizione per il fatto che ognuna delle combinazioni che interviene nella seconda è ripetuta, nella prima, $\binom{m}{c}\binom{c}{b} : \binom{m}{b} = \binom{m-b}{m-c}$ volte.

Ora dal lemma 1 si ricava:

$$\mathfrak{M}^{-2}({}_mM_c^p) < \mathfrak{M}^{-1}({}_mM_c^p) < \mathfrak{M}^0({}_mM_c^p) < \mathfrak{M}^1({}_mM_c^p) <$$

$$< \mathfrak{M}^2({}_mM_c^p) < \mathfrak{M}^3({}_mM_c^p) < \mathfrak{M}^4({}_mM_c^p)$$

$$\mathfrak{M}^{-2}({}_m^bM_c^p) < \mathfrak{M}^{-1}({}_m^bM_c^p) < \mathfrak{M}^0({}_m^bM_c^p) < \mathfrak{M}^1({}_m^bM_c^p) <$$

$$< \mathfrak{M}^2({}_m^bM_c^p) < \mathfrak{M}^3({}_m^bM_c^p) < \mathfrak{M}^4({}_m^bM_c^p)$$

e quindi dalle (5), (6) e (8):

$$E({}_mM_c^p) = {}_mM^p$$

per la media aritmetica, ossia per $p = 1$;

$$E({}_mM_c^p) > {}_mM^p \qquad (10)$$

per la media geometrica e armonica e in generale per tutte quelle per cui è $p < 1$;

$$E({}_mM_c^p) < {}_mM^p \qquad (11)$$

per le medie quadratica, cubica, biquadratica e in generale per tutte quelle per cui è $p > 1$; e dalle (7) e (9):

$$E({}_m^bM_c^p) = {}_m^bM^p$$

per $p = 1/b$;

$$E({}_m^bM_c^p) > {}_m^bM^p \qquad (12)$$

per $p < 1/b$;

$$E({}_m^bM_c^p) < {}_m^bM^p \qquad (13)$$

per $p > 1/b$ e in particolare per $p = 1$, nel quale ultimo caso si ha la media combinatoria.

Come si vede, solo in casi particolari, vale a dire *solo per le medie potenziate o combinatorie potenziate di grado 1 il valore probabile della media dei campioni è uguale al valore probabile della media omogenea della massa*; negli altri casi, essa ne è maggiore per talune medie e minore per altre. Precisamente: è maggiore per tutte le medie potenziate o combinatorie potenziate di grado inferiore ad 1 e minore per tutte quelle di grado superiore a 1.

Poichè il valore della media potenziata o combinatoria potenziata cresce col crescere del valore dell'esponente, ne viene che,

al variare dell'esponente, la media potenziata o combinatoria potenziata del campione varia meno di quella della massa.

* * *

La suesposta conclusione suggerisce come si deve risolvere un quesito pratico, che mi fu posto relativamente alla costruzione dei numeri indici dei prezzi.

Vi sono molti autori che, calcolati i numeri indici dei prezzi per singole merci, preferiscono, ai fini di ricavarne il numero indice medio dei loro prezzi, di calcolare la media geometrica, anzi che la media aritmetica, dei numeri indici per le singole merci. Ora, supposto che si sieno così calcolate le medie geometriche per le singole merci appartenenti a varie categorie di merci (per es. prodotti agricoli, prodotti minerari, prodotti semi-finiti, prodotti finiti), si dovrà poi calcolare la media geometrica, o invece la media aritmetica, di tali numeri indici di categoria ai fini di ottenere un numero indice generale dei prezzi delle merci che rientrano in tutte le categorie ? La risposta è : la media geometrica, in quanto è la media geometrica dei numeri indici di categoria che dà la media geometrica dei numeri indici di tutte le singole merci che rientrano in tutte le categorie.

* * *

Le disuguaglianze (10) (11) (12) (13) risultano tanto più accentuate quanto più piccolo è il campione che viene estratto da una data massa.

È facile rendersene conto considerando che, data una massa m e due campioni c' e c'', dove è $c' < c''$, c'' può essere considerato una massa rispetto a c', cosicchè, tra le medie di c' e c'', la differenza si verifica nello stesso senso che tra le medie di c'' e di m e conseguentemente la differenza tra le medie di c' e di m è uguale per verso e maggiore per intensità della differenza tra le medie di c'' e di m.

In modo analogo ci si rende conto che, col variare dell'esponente p, la media potenziata o combinatoria potenziata varia tanto meno quanto più il campione è piccolo.

***

La media combinatoria potenziata ${}^{b}M_{m}^{p}$, per $b = m$, diviene uguale alla media geometrica M_{o}^{m} qualunque sia p; per $b = 1$, diviene uguale alla media potenziata M_{m}^{p}, il cui valore varia col variare di p. Per il principio della continuità, è quindi da attendersi che il valore ${}^{b}M_{m}^{p}$, a parità di m, varî col variare di p tanto più quanto più b è piccolo.

***

La media combinatoria potenziata di grado bp di un campione può ricondursi a una media potenziata omograda delle medie geometriche degli $\binom{m}{b}$ campioni di b elementi che si possono estrarre dalla massa.

La (7) ci dice infatti:

$$ {}_{m}^{b}M^{p} = \mathfrak{M}^{bp}\,({}_{m}M_{b}^{o}) \qquad (14) $$

Ora il secondo membro dell'equazione può generalizzarsi ponendo, in luogo della media geometrica M^{o} e della media potenziata $\mathfrak{M}^{bp}$, due qualsiasi altre medie.

Allo stesso risultato si perviene generalizzando la (9) col porre, in luogo della media aritmetica $\mathfrak{M}^{1}$, una media combinatoria potenziata. L'espressione che così si ottiene

$$ {}^{a}\mathfrak{M}^{d}\,({}_{m}^{b}M_{c}^{p}) \qquad (15) $$

esprime una media vera e fornisce un'espressione delle medie monoplane ferme basali evidentemente più generale della (1).

***

Riscontriamo su di un esempio le conclusioni raggiunte.

Sia una massa di 5 termini: 1, 4, 5, 10, 80.

La tavola I illustra le differenze tra la media potenziata della massa M_{m}^{p} e il valore probabile delle medie potenziate omogenee del campione $E\,({}_{m}M_{c}^{p})$ per $c = 2, 3, 4$. Come si vede percorrendo le singole colonne, la media aritmetica (per $p = 1$) della massa

(= 20) è uguale al valore probabile della media aritmetica del campione, qualunque sia il numero (2, 3 o 4) degli elementi che questo comprende.

Per la media quadratica, cubica, biquadratica ($p = 2, 3, 4$), il valore probabile della media del campione risulta invece inferiore alla media omogenea della massa e la disuguaglianza è tanto più accentuata quanto più il campione è piccolo (per esempio, per $p = 3$, si ha $29{,}006 < 35{,}857 < 41{,}648 < 46{,}820$). Invece, per le medie geometrica ($p = 0$), armonica ($p = -1$) e biarmonica ($p = -2$), il valore probabile della media del campione risulta superiore al valore della media omogenea della massa e la disuguaglianza risulta tanto maggiore quanto più il campione è piccolo (per esempio, per $p = -2$, si ha $4{,}831 > > 3{,}484 > 2{,}729 > 2{,}12$).

La tavola I mette pure in evidenza come, al variare del valore dell'esponente p, il valore della media potenziata varia più nella massa che nel campione e in questo tanto meno quanto più il campione è piccolo.

TAVOLA I.

Confronto tra i valori di ${}_mM^p$ *e di* $E({}_mM^p_c)$ *al variare di* p *e di* c.

Valori di p	— 2	— 1	0	1	2	3	4
Valori di ${}_mM^p$ . .	2,12	3,2	6,931	20	36,172	46,820	53,503
» » $E({}_mM^p_c)$							
per $c = 4$ . . .	2,729	3,682	7,361	20	33,457	41,648	46,701
» $c = 3$ . . .	3,484	4,396	8,146	20	29,998	35,857	39,200
» $c = 2$ . . .	4,831	5,869	10,028	20	26,057	29,006	30,455
» $c = 1$ . . .	20	20	20	20	20	20	20

Effettivamente, quando p passa da -2 a $+4$, la media potenziata varia nella massa da 2,1 a 53,5, mentre nel campione di 4 elementi il suo valore probabile varia da 2,7 a 46,7, in quello di 3 elementi da 3,5 a 39,2, in quello di due elementi da 4,8 a 30,5

ed infine essa coincide sempre con la media aritmetica nel caso estremo in cui il campione è costituito da un solo elemento.

TAVOLA Ia.

Varî valori di ${}_mM_c^p$ *nei diversi campioni possibili al variare di* p *per* $m = 5$, $c = 4$ *e loro media aritmetica* $E\,({}_5M_4^p)$.

Elementi del campione	Valori di p						
	— 2	— 1	0	1	2	3	4
1.4. 5.10.	1,896	2,581	3,761	5	5,959	6,676	7,222
1.4. 5.80.	1,905	2,735	6,325	22,5	40,131	50,263	56,569
1.4.10.80.	1,931	2,936	7,521	23,75	40,363	50,432	56,572
1.5.10.80.	1,952	3,048	7,953	24	40,392	50,434	56,572
4.5.10.80.	5,959	7,111	11,247	24,75	40,438	50,436	56,572
$E\,({}_5M_4^p)$.	2 ,729	3,682	7,361	20	33,457	41,648	46,701

TAVOLA Ib.

Varî valori di ${}_mM_c^p$ *nei diversi campioni possibili per* $m = 5, c = 3$ *e loro media aritmetica* $E\,({}_5M_3^p)$.

Elementi del campione	Valori di p						
	— 2	— 1	0	1	2	3	4
1. 4. 5	1,650	2,069	2,714	3,333	3,742	3,986	4,141
1. 4.10	1,672	2,222	3,420	5	6,245	7,080	7,647
1. 4.80	1,680	2,376	6,840	28,333	45,249	55,47	60,79
1. 5.10	1,690	2,308	3,684	5,333	6,481	7,213	7,714
1. 5.80	1,698	2,474	7,368	28,667	45,282	55,47	60,79
1.10.80	1,723	2,697	9,283	30,333	46,551	55,51	60,79
4. 5.10	5,164	5,455	5,848	6,333	6,856	7,345	7,760
4. 5.80	5,406	6,486	11,696	29,667	46,336	55,48	60,79
4.10.80	6,426	8,276	14,736	31,333	46,605	55,51	60,79
5.10.80	7,734	9,600	15,874	31,667	46,637	55,51	60,79
$E\,({}_5M^p)$	3,484	4,396	8,146	20	29,998	35,857	39,200

TAVOLA Ic.

Vari valori di ${}_mM_c^p$ nei diversi campioni possibili per $m = 5$, $c = 2$ e loro media aritmetica $E({}_5M_2^p)$

Elementi del campione	Valori di p						
	— 2	— 1	0	1	2	3	4
1. 4	1,372	1,600	2	2,5	2,915	3,191	3,367
1. 5	1,387	1,667	2,236	3	3,606	3,979	4,106
1.10	1,407	1,818	3,162	5,5	7,106	7,940	8,409
1.80	1,414	1,975	8,944	40,5	56,57	63,50	67,27
4. 5	4,417	4,444	4,472	4,5	4,528	4,555	4,581
4.10	5,252	5,714	6,225	7	7,616	8,103	8,462
4.80	5,650	7,619	17,889	42	56,639	63,50	67,27
5.10	6,325	6,667	7,071	7,5	7,906	8,255	8,537
5.80	7,057	9,412	20	42,5	56,679	63,50	67,27
10.80	14,03	17,778	28,284	45	57,009	63,54	67.28
$E({}_5M_2^p)$	4,831	5,869	10,028	20	26,057	29,006	30,655

Le tavole I*a*, I*b*, I*c*, mostrano i dettagli del calcolo del valore probabile della media potenziata del campione $E({}_5M_c^p)$ rispettivamente per $c = 4$, $c = 3$, $c = 2$.

TAVOLA II.

Confronto tra i valori di ${}_m^bM^p$ e di $E({}_m^bM_c^p)$ per $m = 5$, $b = 2$ al variare di c e di p

Valori di p	— 2	— 1	0	1	2	3	4
Valori di ${}_5^2M^p$.	3,132	3,88	6,931	13,149	17,385	19,838	21,436
» » $E({}_5^2M_c^p)$							
per $c = 4$	3,598	4,430	7,361	12,460	15,503	17,155	18,183
» $c = 3$	4,396	5,488	8,146	11,547	13,268	14,199	14,749
» $c = 2$	10,028	10,028	10,028	10,028	10,028	10,028	10,028

Le tavole II e III illustrano le differenze tra la media combinatoria potenziata della massa ${}^{b}_{m}M^{p}$ e il valore probabile delle medie omogenee del campione $E\,({}^{b}_{m}M^{p}_{c})$ per $b = 2$ e $c = 4$, 3 e 2 (tavola II) e per $b = 3$ e $c = 4$ e 3 (tavola III). Tanto nella tavola II che nella tavola III il valore probabile della media del campione risulta superiore al valore della media della massa per le medie geometrica, armonica e biarmonica e inferiore per tutte le altre, compresa l'aritmetica, essendo $1/b = \frac{1}{2}$ per la tavola II e $1/b = \frac{1}{3}$ per la tavola III, e quindi, in entrambi i casi, $0 < 1 / b < 1$. Si nota pure che le disuguaglianze crescono col diminuire del numero degli elementi del campione: per esempio, nella tavola II, per $p = 2$ e $b = 2$, si ha $10{,}028 < 13{,}268 < 15{,}503 < 17{,}385$ mentre, per $p = -2$ e $b = 2$, si ha $10{,}028 > 4{,}396 > 3{,}598 > 3{,}132$.

Le tavole II e III illustrano pure come, al variare dell'esponente p, il valore della media combinatoria potenziata varia più nella massa che nel campione ed in questo tanto meno quanto più il campione è piccolo fino a diventare costante ed uguale alla media geometrica quando il campione è uguale al numero degli elementi che entrano nella combinazione. Così per $b = 3$ (tavola III) il valore di ${}^{3}_{5}M^{p}$ al variare di p da -2 a $+4$, passa da 3,8 a 13,5, mentre il valore di $E\,({}^{3}_{5}M^{p}_{c})$, per $c = 4$, passa da 4,5 a 11,5 e, per $c = 3$, è sempre uguale a 8,1.

TAV. II*a*.

Vari valori di ${}^{b}_{m}M^{p}_{c}$ *nei diversi campioni possibili al variare di* p *per* $m = 5$, $c = 4$, $b = 2$ *e loro media aritmetica* $E\,({}^{2}_{5}M^{p}_{4})$

Elementi del campione	Valori di p						
	— 2	— 1	0	1	2	3	4
1.4. 5.10.	2,323	3,050	3,761	4,637	5,274	5,664	5,914
1.4. 5.80.	2,747	3,403	6,325	11,754	14,553	15,909	16,690
1.4.10.80.	3,008	3,913	7,521	14,457	18,806	21,204	22,681
1.5.10.80.	3,300	4,224	7,953	14,972	19,163	21,402	22,781
4.5.10.80.	6,611	7,559	11,247	16,482	19,718	21,598	22,849
$E\,({}^{2}_{5}M^{p}_{4})$	3,598	4,430	7,361	12,460	15,503	17,155	18,183

TAVOLA II*b*.

Varî valori di ${}^{b}_{m}M^{p}_{c}$ *nei diversi campioni possibili al variare di* p *per* $m = 5$, $c = 3$ *e* $b = 2$ *e loro media aritmetica* $E\,({}^{2}_{5}M^{p}_{3})$.

Elementi del campione	Valori di p						
	— 2	— 1	0	1	2	3	4
1. 4. 5	2,301	2,449	2,714	3,109	3,482	3,638	3,901
1. 4.10	2,521	2,828	3,420	4,243	4,890	5,281	5,516
1. 4.80	2,620	3,361	6,840	11,60	13,8	14,933	15,601
1. 5.10	2,778	3,062	3,684	4,761	5,439	5,897	6,165
1. 5.80	2,940	3,735	7,368	12,71	15,035	16,676	17,44
1.10.80	4,145	5,136	9,283	17,22	21,545	23,556	24,65
4. 5.10	5,400	5,619	5,848	6,055	6,223	6,351	6,448
4. 5.80	5,417	7,344	11,696	15,70	17,204	17,841	18,20
4.10.80	6,577	10,11	14,736	19,66	22,316	23,797	24,73
5.10.80	9,261	11,24	15,874	20,41	22,742	24,019	24,84
$E\,({}^{2}_{5}M^{p}_{3})$.	4,396	5,488	8,146	11,547	13,268	14,199	14,749

Le tabelle II*a*, II*b* e III*a* mostrano i dettagli del calcolo del valore probabile della media combinatoria potenziata del campione, rispettivamente per $b = 2$ e $c = 3$, per $b = 2$ e $c = 4$, per $p = 3$ e $c = 4$.

TAVOLA III.

Confronto tra i valori di ${}^{b}_{m}M^{p}$ *e di* $E\,({}^{b}_{m}M^{p}_{c})$ *per* $m = 5$, $b = 3$ *al variare di* c *e di* p

Valori di p	— 2	— 1	0	1	2	3	4
Valori di ${}^{3}_{5}M^{p}$.	3,844	4,455	6,931	9,994	11,992	12,933	13,504
» » $E\,({}^{3}_{5}M^{p}_{c})$							
per $c = 4$ . . .	4,470	5,368	7,361	9,394	10,519	11,134	11,498
per $c = 3$ . . .	8,146	8,146	8,146	8,146	8,146	8,146	8,146

TAVOLA IIIa

Vari valori di ${}^{b}_{m}M^{p}_{o}$ *nei diversi campioni possibili al variare di* p *per* $m = 5$, $c = 4$ *e* $b = 3$ *e loro media aritmetica* $E\,({}^{3}_{5}M^{p}_{4})$

Elementi del campione	Valori di p						
	— 2	— 1	0	1	2	3	5
1.4. 5.10.	2,67	3,42	3,761	4,264	4,725	5,027	5,212
1.4. 5.80.	3,416	4,143	6,325	8,363	9,436	10,052	10,425
1.4.10.80.	4,296	5,127	7,521	10,291	11,834	12,656	13,133
1.5.10.80.	4,627	5,503	7,953	10,949	12,702	13,622	14,144
4.5.10.80.	7,341	8,647	11,247	13,104	13,899	14,313	14,574
$E\,({}^{3}_{5}M^{p}_{4})$	4,470	5,368	7,361	9,394	10,519	11,134	11,498

La tabella IV illustra come i valori che la media combinatoria potenziata della massa ${}^{b}_{m}M^{p}$ assume al variare di p, variano tanto meno quanto più b si avvicina ad m fino a diventare tutti uguali quando b è uguale a m. Così, passando p da -2 a $+4$, il valore di ${}^{b}_{m}M^{p}$ passa da 2,1 a 53,5 per $b = 1$ da 3,1 a 21,4 per $b = 2$, da 3,8 a 13,5 per $b = 3$, da 4,6 a 10,2 per $b = 4$, e resta costante $= 6{,}931$ per $b = 5$.

TAVOLA IV.

Variazioni dei valori di ${}^{b}_{m}M^{p}$ *al variare di* b *e di* p

Valori di b	Valori di p						
	— 2	— 1	0	1	2	3	4
1	2,12	3,2	6,931	20	36,172	46,820	53,503
2	3,132	3,886	6,931	13,149	17,385	19,838	21,436
3	3,844	4,455	6,931	9,994	11,992	12,933	13,504
4	4,586	5,318	6,931	8,409	9,321	9,855	10,205
5	6,931	6,931	6,931	6,931	6,931	6,931	6,931

Le tabelle V e VI illustrano, infine, l'analoga relazione tra il valore probabile della media combinatoria potenziata del campione $E\,({}^{b}_{m}M^{p}_{c})$ al variare di p e di b per campioni di 4 e di 3 elementi.

TAVOLA V.

Variazioni dei valori di $E\,({}^{b}_{m}M^{p}_{c})$ *al variare di b e di p, per* $c = 4$.

Valori di b	Valori di p						
	— 2	— 1	0	1	2	3	4
1	2,729	3,682	7,361	20	33,457	41,648	46,701
2	3,598	4,430	7,361	12,460	15,784	17,155	18,183
3	4,470	5,368	7,361	9,394	10,519	11,134	11,498
4	7,361	7,361	7,361	7,361	7,361	7,361	7,361

TAVOLA VI.

Variazioni dei valori di $E\,({}^{b}_{m}M^{p}_{c})$ *al variare di b e di p, per* $c = 3$.

Valori di b	Valori di p						
	— 2	— 1	0	1	2	3	4
1	3,484	4,396	8,146	20	29,998	35,857	39,200
2	4,396	5,488	8,146	11,547	13,268	14,199	14,749
3	8,146	8,146	8,146	8,146	8,146	8,146	8,146

TOMMASO SALVEMINI

Contributo allo studio della mutabilità delle serie cicliche.

1. PREMESSE. — Siano $x_1, x_2, \ldots, x_s$ le modalità distinte di una serie ciclica (ad es., i giorni della settimana, i mesi dell'anno, le modalità della rosa dei venti, ecc.), $y_1, y_2, \ldots, y_s$ le rispettive frequenze relative di un fenomeno classificato secondo le modalità x_i (ad es., matrimoni, nascite, morti, emigranti, turisti, quantità di merce esportata, produzione, calorie consumate, pioggia, ecc.).

Una trattazione sistematica della mutabilità delle serie cicliche è stata fatta dal Gini, in una Memoria di grande importanza per la metodologia statistica (1); in essa vengono estesi alle serie di caratteri qualitativi, e quindi, in particolare, alle serie cicliche, i più importanti indici di variabilità già noti per le seriazioni, cioè per caratteri quantitativi.

Ai fini dell'esame delle proprietà che ci interessano di questi indici, riportiamo le loro espressioni analitiche.

Assunta uguale all'unità la diversità che intercede tra due modalità successive della serie, si avrà, per s pari

$$\Delta_R = \sum_{k=1}^{s} y_k \sum_{t=-\frac{s}{2}}^{\frac{s}{2}-1} |t|\, y_{k+t} \qquad (1)$$

(1) C. GINI: *Di una estensione del concetto di scostamento medio e di alcune applicazioni alla misura della variabilità*, Att. del R. Istituto Veneto di Sc. Let. ed Arti, Tomo LXXVII, p. II, 1917-18; ripubblicata in *Memorie di metodologia statistica*, A. Giuffrè, Milano, 1939, pagg. 411-472.

$$ {}^{2}\Delta_R = \sqrt{\sum_{k=1}^{s} y_k \sum_{t=-\frac{s}{2}}^{\frac{s}{2}-1} t^2 y_{k+t}} \qquad (2) $$

$$ {}^{1}S_R = \sum_{k=1}^{s} y_k \left| \sum_{t=-\frac{s}{2}+1}^{\frac{s}{2}-1} t\, y_{k+t} \right| \qquad (3) $$

$$ {}^{2}S_R = \sqrt{\sum_{k=1}^{s} y_k \left(\sum_{t=-\frac{s}{2}+1}^{\frac{s}{2}-1} t\, y_{k+t} \right)^2} \qquad (4) $$

mentre, nel caso di s dispari, i limiti delle precedenti sommatorie rispetto a t sono $-\frac{s-1}{2}$ e $\frac{s-1}{2}$ (2). Ci limitiamo a considerare gli indici di mutabilità con ripetizione, in quanto è noto che quelli senza ripetizione si ottengono dai precedenti moltiplicandoli per $\frac{n}{n-1}$, dove n è il numero totale dei casi della distribuzione effettiva.

Il Gini, esaminando in detta Memoria i valori ottenuti per questi indici nelle numerose applicazioni concrete da lui fatte, mette in evidenza che, nel caso delle serie cicliche, fra differenze medie e scostamenti medi non ci sono relazioni costanti; che per le serie relative alla distribuzione dei matrimoni secondo i giorni della settimana in alcune città dell'Europa vi è tra essi una debolissima cograduazione negativa, per le serie della distribuzione delle nascite secondo i mesi in vari Stati tale cograduazione negativa diventa più forte, e cresce ancora passando alle serie della distribuzione dei matrimoni secondo i mesi dell'anno e poi a quelle relative alla distribuzione delle morti pure secondo i mesi. Mette bene in evidenza che l'intensità della mutabilità, misurata dai detti indici, non varia regolarmente, per cui questi indici potrebbero portare a *conclusioni divergenti* sulla mutabilità delle serie cicliche se non si tenesse bene presente che essi misurano

(2) Queste espressioni, nel lavoro cit. del Gini, sono convenientemente trasformate in modo da renderne più rapido il calcolo.

aspetti differenti della mutabilità stessa. Precisamente, che gli scostamenti medi rappresentano indici dell'asimmetria, rispetto ai singoli casi, del sistema dei casi che costituiscono la serie, mentre le differenze medie rappresentano indici delle reciproche distanze tra i casi che costituiscono il sistema della serie.

Anche lo scostamento trigonometrico medio da me proposto (3) non va d'accordo con i precedenti indici. Si ricorda, infatti, che se rappresentiamo su un cerchio orientato, di raggio unitario, i punti modalità X_i della serie ciclica, la retta della risultante ρ dei vettori, di modulo uguale alle frequenze relative y_i, che dal centro della circonferenza vanno ai punti X_i, incontrerà la circonferenza in un punto X che è la media, nel senso meccanico, definita dal Gini e Galvani (4). Lo scostamento trigonometrico medio è

$$S_T = \sum_{k=1}^{s} y_k \, [1 - \cos (x_k - \bar{x})] \quad . \tag{5}$$

dove x_k e $\bar{x}$ sono rispettivamente le misure degli archi OX_k e $O\bar{X}$, da un'origine arbitraria O. Esso è rappresentato geometricamente dalla parte residua di detta risultante ρ rispetto al raggio (di lunghezza unitaria) (5). Lo scarto trigonometrico medio è quindi un indice di mutabilità delle modalità del carattere intorno alla modalità media, nel senso meccanico, della serie, e quindi misura un altro aspetto della mutabilità delle serie cicliche.

D'altra parte, se vogliamo intendere la mutabilità delle serie cicliche nel senso del Gini, cioè come *attitudine che i casi osservati hanno ad assumere le differenti modalità della serie*, l'analisi più particolareggiata che qui farò degli indici ora detti mostrerà che essi presentano dei seri inconvenienti ai fini di dare una misura della mutabilità nel senso ora specificato, per cui, rimanendo aperto

---

(3) T. Salvemini: *Di uno scarto trigonometrico medio nel caso delle serie cicliche*, Atti del II congresso dell'Unione Matematica Ital. - Bologna, aprile 1940.

(4) C. Gini e L. Galvani: *Di talune estensioni dei concetti di media ai caratteri qualitativi*, « Metron », Vol. VIII, n. 1-2, 1929.

(5) T. Salvemini: *Sullo scarto trigonometrico medio*, Atti della V Riunione della Soc. Ital. di Statistica, Roma, 1942.

il problema della determinazione di una misura sintetica di tale mutabilità, ne proporrò una soluzione.

2. Scarsa rispondenza dei precedenti indici ai fini di misurare il grado di mutabilità nel senso su richiamato. — Consideriamo alcuni casi che si possono presentare per la distribuzione delle frequenze di una serie ciclica.

Se tutte le frequenze sono concentrate in un'unica modalità, allora, evidentemente, la mutabilità della serie è nulla. In tal caso, concordemente, $S_T = \Delta_R = {}^2\Delta_R = {}^1S_R = {}^2S_R = O$.

Escluso questo caso, a parità di risultante ρ, o a parità dei valori dei suddetti indici di mutabilità, la distribuzione delle frequenze è tutt'altro che individuata.

Così se $\rho = o$, vuol dire che la distribuzione delle frequenze nelle varie modalità si equilibra, però essa può presentare aspetti assai diversi tra loro, aspetti a cui non possiamo logicamente attribuire sempre la stessa mutabilità. Così, ad es., prescindendo dal noto fenomeno delle ritardate denuncie, se le nascite si distribuissero uniformemente nei dodici mesi dell'anno, per modo che nessun mese fosse preferito ad altri, la mutabilità di questo fenomeno sarebbe evidentemente massima; invece, man mano che in alcuni mesi si ha un addensamento di nascite a scapito di altri mesi, la mutabilità del fenomeno logicamente diminuisce, e se conserviamo la condizione che ci sia equilibrio, in senso meccanico, nella distribuzione, evidentemente il minimo della mutabilità si avrebbe qualora tutte le nascite avvenissero in due mesi opposti (per es. aprile ed ottobre); togliendo la condizione di equilibrio e lasciando quella che le nascite avvengano in due soli mesi, la mutabilità, nel senso precisato, logicamente diminuisce ancora man mano che questi due mesi si avvicinano tra loro.

Vediamo ora come si comportano i suddetti indici di mutabilità.

Nel caso corrispondente al massimo della mutabilità, cioè se c'è equidistribuzione delle frequenze tra tutte le modalità, e quindi le y_i sono uguali tra loro, uguali a $\frac{1}{s}$, allora si ha

$$S_T = 1, \qquad (6)$$

per s pari

$$\Delta_R = \frac{s}{4} \quad , \quad {}^2\Delta_R = \sqrt{\frac{s^2 + 2}{12}} \tag{6'}$$

e per s dispari

$$\Delta_R = \frac{s^2 - 1}{4s} \quad , \quad {}^2\Delta_R = \sqrt{\frac{s^2 - 1}{12}} \quad , \tag{6''}$$

mentre si ha sempre

$${}^1S_R = {}^2S_R = 0 \, . \tag{6'''}$$

Quest'ultimo risultato, preso a sè, farebbe quasi pensare a una mutabilità nulla della serie ciclica, mentre in effetti l'attitudine ad assumere le diverse modalità della serie è massima, solo che, avendosi simmetria, gli scostamenti medi sono nulli.

Supponiamo invece che, pur rimanendo le s modalità con frequenze non nulle, ci sia compenso tra le modalità opposte (dove, se s è pari, modalità opposta di X_k è $X_{k+\frac{s}{2}}$, se s è dispari, X_k ha due modalità opposte $X_{k+\frac{s-1}{2}}$ e $X_{k-\frac{s-1}{2}} = X_{k+\frac{s+1}{2}}$); in questo caso la mutabilità della serie è, come si è accennato nell'esempio, inferiore alla precedente e — sempre sotto la condizione di distribuzione in equilibrio — la mutabilità diventa tanto più piccola quanto più diminuiscono i moduli di alcune coppie di modalità opposte, mentre i moduli di altre coppie aumentano. Dunque, compatibilmente con la precedente condizione che possiamo indicare con $\rho = 0$, il minimo di mutabilità si ha quando le frequenze si distribuiscono, per s pari, in due sole modalità opposte, cioè $y_k = \frac{1}{2}$ e $y_{k+\frac{s}{2}} = \frac{1}{2}$. In questo caso S_T e Δ_R conservano i precedenti valori massimi, mentre

$${}^2\Delta_R = \sqrt{\frac{s^2}{8}} \tag{7}$$

che per $s > 2$ è più grande del corrispondente valore indicato nella seconda della (6'), e ancora

$${}^1S_R = {}^2S_R = 0 \, ,$$

a meno che si consideri $y_k = \frac{1}{2}$ e $y_{k+\frac{s}{2}-1} = \frac{1}{2}$ nel qual caso questi due scostamenti medi raggiungono valori massimi dati da ${}^1S_R = {}^2S_R = \frac{s-2}{4}$.

Per s dispari, considerando uguali a $\frac{1}{2}$ le frequenze y_k e $y_{k+\frac{s-1}{2}}$ o y_k e $y_{k-\frac{s-1}{2}}$ si ha, da facili considerazioni trigonometriche

$$S_T = 1 - \operatorname{sen} \frac{90^0}{s} \qquad (7')$$

e inoltre

$$\Delta_R = \frac{s-1}{4} \quad , \; {}^2\Delta = \sqrt{\frac{(s-1)^2}{8}} \qquad (7'')$$

$${}^1S_R = {}^2S_R = \frac{s-1}{4} \qquad (7''')$$

In effetti, per s dispari, affinchè si abbia una distribuzione di frequenze in equilibrio, nel senso meccanico, e col minor numero di modalità, possibilmente con frequenze uguali tra loro, il vettore di modulo y_k dovrà essere uguale e contrario alla risultante dei due vettori contigui, di modulo (uguale tra loro) $y_{k+\frac{s-1}{2}}$ e $y_{k-\frac{s-1}{2}}$.

Da semplice relazioni trigonometriche si ha subito

$$y_{k+\frac{s-1}{2}} = y_{k-\frac{s-1}{2}} = \frac{y_k}{2 \cos \frac{\pi}{s}} \qquad (8)$$

e dovendo essere uguale all'unità la somma delle frequenze, si avrà

$$y_k = \frac{\cos \frac{\pi}{s}}{1 + \cos \frac{\pi}{s}} \qquad (9)$$

e quindi

$$y_{h+\frac{s-1}{2}} = y_{h-\frac{s-1}{2}} = \frac{1}{2\left(1+\cos\frac{\pi}{s}\right)}. \qquad (9')$$

In questo caso, S_T torna ad essere uguale all'unità, mentre

$$\Delta_R = \frac{2(s-1)\cos\frac{\pi}{s}+1}{2\left(1+\cos\frac{\pi}{s}\right)^2}, \quad S_R = \frac{\left|(s-1)\cos\frac{\pi}{s}=1\right|}{2\left(1+\cos\frac{\pi}{s}\right)^2} \text{ (6). (10)}$$

3. Altri inconvenienti dei precedenti indici. — I valori finora scritti si prestano ad alcune considerazioni che mettono già in evidenza che gli indici suddetti non si prestano a misurare l'attitudine dei vari casi osservati ad assumere le differenti modalità della serie.

Infatti:

S_T rimane costantemente uguale all'unità fintanto che la distribuzione delle frequenze della serie ciclica rimane in equilibrio in senso meccanico, pur non potendo logicamente ammettere una mutabilità costante per i vari casi che possono presentarsi compatibili col valore unitario di S_T;

Δ_R, sia nel caso di equidistribuzione tra tutte le modalità della serie, sia in quello di equidistribuzione tra due modalità opposte, è sempre uguale a $\frac{s}{4}$ per s pari; per s dispari e consi-

---

(6) Nel caso molto comune, nelle applicazioni concrete, di $s = 7$, si ha $\cos\frac{\pi}{7} = 0{,}90097$ e quindi dalla (9) (9') e (10) rispettivamente $y_h = 0{,}474$, $y_{h+\frac{s-1}{2}} = y_{h-\frac{s-1}{2}} = 0{,}263$, $\Delta_R = 1{,}634$, $S_R = 0{,}610$; supponendo invece $y_h = \frac{1}{2}$ e $y_{h+\frac{s-1}{2}} = y_{h-\frac{s-1}{2}} = \frac{1}{4}$, si avrebbe $\Delta_R = 1{,}625$ e $^1S_R = 0{,}625$, mentre per $y_h = \frac{1}{2}$ e $y_{k+\frac{s-1}{2}}$ o $y_{h-\frac{s-1}{2}} = \frac{1}{2}$ dalla prima delle (7'') e dalla (7''') si ha $\Delta_R = {}^1S_R = 1{,}5$.

derando uguali a $\frac{1}{2}$ le frequenze y_k e $y_{k+\frac{s-1}{2}}$, o y_k e $y_{k-\frac{s-1}{2}}$ (cioè due frequenze opposte ma non tali da dar luogo ad una distribuzione in equilibrio in senso meccanico), si ha $\Delta_R = \frac{s-1}{4}$ che è di poco inferiore al valore $\frac{s^2-1}{4s} = \frac{s-1}{4}\left(1+\frac{1}{s}\right)$, ottenuto nel caso di uniforme distribuzione delle frequenze, mentre la mutabilità nei due tipi di distribuzioni, sia nel caso di s pari che in quello di s dispari, è da ritenersi notevolmente diversa;

${}^2\Delta_R$ anzichè diminuire, così come si dovrebbe ammettere per la mutabilità, aumenta (per $s > 2$ nel caso pari e per $s > 5$ nel caso dispari) passando dalla equidistribuzione delle frequenze tra tutte le modalità alla equidistribuzione tra due modalità opposte;

${}^1S_R$ e ${}^2S_R$ (a parte la loro importanza come indici di simmetria) indicano mutabilità nulla sia nel caso di distribuzioni concentrate in un'unica modalità sia per equidistribuzioni tra tutte le modalità, nel qual caso, invece, la mutabilità è massima, e, appena ci si discosta dalle condizioni di equilibrio, possono raggiungere i loro valori massimi: inconvenienti, questi, dal punto di vista della determinazione della mutabilità (sempre nel senso da noi richiamato) delle serie cicliche, abbastanza gravi perchè non permettono di distinguere il minimo dal massimo della mutabilità, e per distribuzioni poco differenti i valori di ${}^1S_R$ ed ${}^2S_R$ possono saltare da zero al loro massimo. Perciò nel seguito, per lo scopo propostoci fermeremo la nostra considerazione sulla differenza semplice media (senza o con ripetizione) e sullo scarto trigonometrico medio.

4. Il rapporto di concentrazione delle frequenze. — Visti alcuni inconvenienti che presentano i precedenti indici, ricordiamo che nella già cit. memoria: *Di una estensione* . . . , il Gini ha considerato pure un altro indice di variabilità: il rapporto R di concentrazione delle frequenze, di cui mi pare opportuno richiamare l'espressione.

Ordinate le frequenze y_k in ordine crescente, detta y_k' la frequenza che nella graduatoria crescente occupa il posto k^{mo},

ponendo

$$p_i = \frac{i}{s} \quad , \quad q_i = \frac{\sum_{h=1}^{i} y_h'}{\sum_{h=1}^{s} y_h'} = \sum_{h=1}^{i} y_h'$$

il rapporto R di concentrazione delle frequenze si ottiene applicando la nota formula (7)

$$R = \frac{\sum_{i=1}^{n-1} (p_i - q_i)}{\sum p_i} .$$

Per un calcolo più rapido conviene adoperare la seguente espressione (8)

$$R = \frac{2 \sum_{i=1}^{s} (i - 1)\, y_i'}{(s - 1)\, A_s} - 1 \qquad (11)$$

nella quale $A_s = \sum_{i=1}^{s} y_i'$. Nel nostro caso $A_s = 1$ ed s è il numero delle modalità della serie (9).

Il calcolo di R potrebbe anche eseguirsi calcolando la differenza media tra le s frequenze date y_h e ragguagliandola al doppio della loro media aritmetica.

Lo stesso Gini avverte però che la *variabilità delle frequenze delle modalità dei caratteri qualitativi* non va confusa con la *variabilità delle modalità dei caratteri qualitativi*, la quale deve necessariamente tener conto delle distanze reciproche tra le singole modalità. Infatti non si potrebbe considerare di uguale mu-

---

(7) C. Gini: *Sulla misura della concentrazione e della variabilità dei caratteri*, Atti del R. I. Veneto di Sc. Let. ed Arti, 1913-14, riprodotta in *Memorie di metodologia statistica*, Giuffrè, Milano 1939, pag. 364.

(8) C. Gini: *Memorie di metodologia statistica*, cit., p. 366.

(9) Il rapporto di concentrazione delle frequenze è stato adoperato da G. De Meo, *Sulle nascite dei primogeniti in Italia*, Appendice, n. 4, «Metron», Vol. XIV, n. 1, 1940. Egli lo chiama «rapporto di concentrazione nel tempo» in quanto si riferisce in particolare alla concentrazione delle frequenze relative a serie storiche.

tabilità due seriazioni delle quali una abbia ad es. il numero dei turisti distribuiti egualmente tra due mesi successivi e l'altra abbia il numero dei turisti equidistribuiti in due mesi molto discosti tra loro.

Per le serie sconnesse il Gini mostra la relazione costante tra lo scostamento semplice medio (o la differenza semplice media o la differenza quadratica media) delle modalità con lo scostamento quadratico medio delle frequenze con cui le modalità si presentano, mentre, per ciò che riguarda R, rileva, dagli esempi concreti, che la cograduazione tra R e gli altri indici di variabilità è generalmente stretta pur variando da fenomeno a fenomeno.

Per le serie cicliche, invece, che presentano una trattazione più complessa, non soltanto non sembra possibile stabilire delle relazioni costanti tra gli indici che misurano i due tipi di variabilità sopra menzionata, ma, dagli esempi concreti esaminati, si rileva che la cograduazione tra R e le differenze medie, o gli scostamenti medi o lo scarto trigonometrico medio, varia notevolmente da fenomeno a fenomeno, assumendo valori positivi o negativi notevoli o, altre volte, valori di scarsa entità [10].

5. — Nuova proposta. — Da quanto precede segue che gli indici di variabilità delle frequenze, non tenendo conto del modo con cui le frequenze si succedono l'una all'altra nella serie, non possono sostituire, per le serie cicliche, gli indici di

---

(10) C'è un caso in cui si ha $R = \varrho$ e precisamente quando si ha una distribuzione di frequenze che ordinate in senso crescente diano luogo ad una successione del seguente tipo

$$\underbrace{y_1, y_2 \ldots\ldots, y_2}_{(s-2)\ volte}, y_1 + \varrho$$

nella quale dovendo essere la somma delle frequenze uguale all'unità, dovrà essere $y_2 = \frac{1 - \varrho - 2y_1}{s-2}$, e inoltre perchè possa sussistere il precedente ordine, dovrà pure essere $\frac{1 - (s-1)\varrho}{s} < y_1 < \frac{1 - \varrho}{s}$.

Se quindi supponiamo che la distribuzione delle frequenze nelle s modalità di una serie ciclica ammetta come risultante un vettore di modulo ϱ e siano verificate le due precedenti condizioni, si ha appunto $R = \varrho$.

mutabilità precedentemente esaminati e di cui abbiamo pure visto gli inconvenienti.

Ritengo, però, come già accennai nella Memoria cit. in (3), che una misura sintetica della mutabilità delle serie cicliche, in tesa, come già si è detto, come attitudine ad assumere differenti modalità, si può avere prendendo una conveniente funzione di un indice di mutabilità delle modalità e di un indice di variabilità delle frequenze.

Infatti, in confronto all'invarianza o alla poca sensibilità degli indici S_T , Δ_R e $^2\Delta_R$, dal caso di equidistribuzione delle frequenze tra tutte le modalità a quello di equidistribuzione tra 2 sole modalità opposte, di cui si è detto al n. 3, si ha una variazione del valore di R da zero a un valore prossimo al massimo. Qnesto comportamento di R può allora servire come correttivo ai valori di S_T o di Δ_R, nel senso che, combinato opportunamente con essi, può dare una espressione che rispecchi meglio la diminuzione della mutabilità della serie nel passaggio dal primo all'altro caso sopra citato.

La più semplice espressione di un tale indice potrà essere del tipo:

$$v = \frac{S_T}{S_T + R} \tag{12}$$

oppure

$$\nu = \frac{\Delta_R}{\Delta_R + R} \tag{12'}$$

dove al posto della differenza semplice media con ripetizione (alla quale, nei casi più comuni, diamo la preferenza) potrà sostituirsi in qualche caso la differenza semplice media o anche quella quadratica, con o senza ripetizione (11).

---

(11) Anche ad R potrebbe sostituirsi un altro indice di variabilità delle frequenze, ad es. uno scostamento medio o una differenza media; la nostra preferenza per il rapporto di concentrazione R è stata suggerita dal fatto che R varia tra 0 e 1 ed è meno sensibile al diverso numero s di modalità. Riteniamo però che si potrebbe anche analizzare l'opportunità della sostituzione di R con un altro indice relativo di variabilità delle frequenze.

Ciò posto, per studiare il comportamento di questi due indici, consideriamo alcune particolari distribuzioni.

Se tutti i casi osservati sono distribuiti in una sola modalità, allora $R = 1$ (così come la risultante ρ dei vettori sopra considerati) e quindi, tenendo presente i valori di S_T e di Δ_R, si ha in questo caso $v = \nu = O$.

Se, tra le s modalità del carattere, i casi osservati sono distribuiti in due sole modalità X_k e X_{k+t} (dove t, come nel n.1, varia tra O e $\pm \frac{s}{2}$ o tra O e $\pm \frac{s-1}{2}$ a seconda che s è pari o dispari) con le frequenze rispettive y_k e y_{k+t}, mentre tutte le altre modalità hanno frequenze nulle, allora

$$S_T = 1 - \sqrt{y_k^2 + y^2_{k+t} + 2\, y_k\, y_{k+t} \cos t \frac{2\pi}{s}} \qquad (13)$$

e

$$\Delta_R = 2\,|\,t\,|\, y_k\, y_{k+t}\,. \qquad (14)$$

Queste due espressioni crescono col crescere di t da O a $\frac{s}{2}$ e, a parità di t, crescono col crescere del prodotto $y_k\, y_{k+t}$, i cui fattori, avendo somma costante ($= 1$), renderanno massimo il prodotto quando sono uguali tra loro.

In quanto ad R, supposto $y_k < y_{k+t}$, si ha subito, tenendo anche presente che $y_k + y_{k+t} = 1$,

$$R = 1 - \frac{2\, y_k}{s-1} \qquad (15)$$

che non dipende, come era da aspettarsi, da t, e quindi non distingue i casi (logicamente di diversa mutabilità) di modalità X_k e X_{k+t} opposte o meno distanziate tra loro.

Al crescere di t, pur rimanendo invariato R, tanto v quanto ν crescono insieme ad S_T e a Δ_R rispettivamente.

In conclusione, se le frequenze della serie sono concentrate in due sole modalità, la mutabilità indicata da v e da ν cresce col crescere della distanza tra queste due modalità, oppure, a parità di distanza, detta mutabilità cresce col diminuire della differenza tra y_k e y_{k+t}. Ciò risponde bene all'aspetto posto a base della mutabilità.

R diventa minimo per $y_k = \frac{1}{2}$, assumendo il valore

$$R = \frac{s-2}{s-1} \tag{16}$$

che è $= 0$ per $s = 2$ e si approssima all'unità col crescere di s. Pertanto, in questo caso particolare di equidistribuzione in due modalità opposte, si avrà, per s pari,

$$v = \frac{1}{1 + \frac{s-2}{s-1}} \quad , \quad \nu = \frac{\frac{s}{4}}{\frac{s}{4} + \frac{s-2}{s-1}} = \frac{1}{1 + \frac{4(s-2)}{s(s-1)}} . \tag{17}$$

Escluso $s = 2$, il valore di v supera $\frac{1}{2}$ avvicinandosi ad esso al crescere di s; quello di ν è uguale a v nel caso di $s = 4$ ed è tanto maggiore di questo quanto più è $s > 4$.

Per s dispari e $y_k = y_{k \pm \frac{s-1}{2}} = \frac{1}{2}$,

$$v = \frac{1 - \operatorname{sen} \frac{90^0}{s}}{1 - \operatorname{sen} \frac{90^0}{s} + \frac{s-2}{s-1}} \quad , \quad \nu = \frac{\frac{s-1}{4}}{\frac{s-1}{4} + \frac{s-2}{s-1}} = \tag{18}$$

$$= \frac{1}{1 + \frac{4(s-2)}{(s-1)^2}} \quad ,^{(12)}$$

nelle quali per $s = 3$, $v = \nu = \frac{1}{2}$. Per $s > 3$, v è di poco infe-

---

(12) Nei casi più comuni in cui le modalità della serie ciclica sono rappresentate dai mesi dell'anno ($s = 12$) oppure dai giorni della settimana ($s = 7$) si ha dalle precedenti formule (17) e (18),

$$v_{12} = 0{,}524 \quad , \quad \nu_{12} = 0{,}767 .$$
$$v_7 = 0{,}483 \quad , \quad \nu_7 = 0{,}643 .$$

riore a $\frac{1}{2}$ avvicinandosi a questo numero al crescere di s, mentre ν è maggiore di 1/2 e si allontana tanto più da questo valore quanto più è grande s.

Dei due diversi comportamenti di v e di ν, nel caso esaminato di due sole frequenze diverse da zero, quello che più ci persuade è quello di v. Infatti supponiamo di avere due serie cicliche del seguente tipo

1)	modalità :	X_1	X_2	X_3	X_4		
	frequenze :	0	y	0	y		
2)	modalità :	X_1	X_2	X_3	X_4	X_5	X_6
	frequenze :	0	0	y	0	0	y

nelle quali le frequenze osservate siano distribuite egualmente in due modalità opposte. La mutabilità della prima serie è da ritenersi superiore a quella della seconda, in quanto la prima serie è più vicina di quanto non lo sia la seconda al caso di equidistribuzione tra tutte le modalità così come si ha in

X_1	X_2
y	y

In altre parole non si può ritenere che al crescere del numero delle modalità diverse della serie, pur rimanendo inalterato il fatto che le frequenze si distribuiscono in due sole modalità opposte, la mutabilità cresca così come è indicato da ν. È vero che anche per s dispari, ν cresce insieme ad s, tendendo verso $\frac{1}{2}$ però non bisogna qui dimenticare che per modalità opposta della X_k si è considerata la $X_{k\pm\frac{s-1}{2}}$ che, rappresentata sul cerchio nel modo già detto, si allontana sempre più da X_k al crescere di s.

Ciò visto, procediamo ancora nell'analisi dei valori che possono assumere v e ν. Osserviamo che al crescere del numero delle y_k diverse da zero, a parità di S_T o di Δ_R, R generalmente diminuisce ([13]) e quindi v e ν generalmente aumentano,

---

(13) Per es., se su s modalità della serie ciclica si hanno u modalità

indicando una mutabilità maggiore, come riteniamo di doversi ammettere.

Il minimo di R (che è $= 0$) si ha nel caso di equidistribuzione. In tal caso S_T e Δ_R raggiungono i loro massimi precedentemente scritti e pertanto v e ν raggiungono, in quest'ultimo caso, i loro massimi uguali all'unità; in tutti gli altri casi v e ν sono sempre minori di uno.

Circa la sensibilità di questi indici al variare dei loro componenti, ragioniamo soltanto su v, perchè analogo è il ragionamento per ν.

Supponiamo che S_T ed R si incrementino rispettivamente di E_1 ed E_2, con E_1 ed E_2 positivi o negativi (in quest'ultimo caso evidentemente inferiori ai rispettivi valori di S_T e di R), si ha

$$\frac{S_T + E_1}{S_T + E_1 + R + E_2} - \frac{S_T}{S_T + R} = \frac{E_1 R - E_2 S_T}{(S_T + E_1 + R + E_2)(S_T + R)} \gtrless 0$$

a seconda che

$$E_1 R \gtrless E_2 S_T \qquad (19)$$

Ciò significa che un aumento di S_T porterà ad un aumento di v soltanto se $E_1 R > E_2 S_T$.

Se S_T ed R misurassero in egual grado la mutabilità, ad un aumento di S_T dovrebbe corrispondere un eguale decremento di R, ed in tal caso l'accordo tra S_T e v o tra R e v sarebbe perfetto; siccome però questa condizione non è verificata, può

---

con frequenza non nulle ma uguali tra loro $\left(= \frac{1}{u}\right)$, si ha

$$R^{(u)} = \frac{s - u}{s - 1}$$

che diminuisce al crescere di u. Più in generale, nel caso di tre frequenze $y'_k < y'_{k+t} < y'_{k+t}$ (di somma $= 1$) si ha

$$R^{(3)} = 1 - \frac{2\,(2\,y'_k + y'_{k+t})}{s - 1},$$

e confrontando questo valore con quello dato dalla (15) si avrà $R^{(3)} < R^{(2)}$ quando $2\,y'_k + y'_{k+t} > y_k$; analogamente $R^{(4)} < R^{(3)}$ quando $3\,y''_k + 2\,y''_{k+t} + y''_{k+t} > 2\,y'_k + y'_{k+t}$ e così via, condizioni che nei casi concreti più comuni saranno generalmente soddisfatte.

benissimo avvenire che ad un aumento d S_T corrisponda una diminuzione di v, e che quindi la cograduazione tra S_T e v o la contrograduazione tra R e v non sia intensa.

6. — APPLICAZIONI E CONFRONTI DI v E DI ν TRA LORO E CON GLI ALTRI INDICI. — Prima di trarre delle conclusioni dal presente studio e per vedere meglio, nei casi concreti, il comportamento di v e di ν, tra loro e rispetto agli indici di variabilità finora noti, ricaviamo i loro valori per quelle stesse serie considerate dal Gini nella Memoria cit. in (1) e da me già riprese, nel lav. cit. in (3) per il calcolo dello scarto trigonometrico medio.

Poichè nella Memoria cit. del Gini e nella mia, ad eccezione della tavola relativa alla variabilità dei matrimoni secondo i giorni della settimana, gli Stati sono ordinati in ordine crescente del valore di Δ, qui li ordiniamo in ordine crescente dei valori di ν, per il cui calcolo ci siamo serviti di Δ, già calcolato, e non di Δ_R che, negli esempi in considerazione, differisce da Δ di quantità trascurabili essendo elevato il numero totale dei casi.

Nelle tavole che seguono, oltre ai valori di ν, di v e delle graduatorie di queste quantità in ordine crescente, aggiungiamo l'indicazione della modalità media in senso meccanico, definita come s'è detto dal Gini e Galvani, la cui determinazione rientra nel calcolo di S_T e quindi di v.

TAV. I.

Mutabilità dei matrimoni secondo i giorni della settimana.

CITTA'		$\nu = \frac{\Delta}{\Delta + R}$	$v = \frac{S_T}{S_T + R}$	Graduatorie crescenti di		Modalità media (in senso meccanico)
				v	v	
Roma	1877-86	0,7372	0,5587	1	1	sabato
Firenze	1912-13	0,7440	0,5602	2	2	domenica
»	1916-17	0,7652	0,5947	3	3	sabato
Roma	1887-96	0,7659	0,6053	4	4	sabato
»	1897-906 . . .	0,7683	0,6067	5	6	domenica
»	1907-14	0,7697	0,6059	6	5	domenica
»	1914.	0,7813	0,6274	7	8	domenica
»	I, VI, 915-I, VI, 917	0,7828	0,6364	8	9	domenica
Cremona	1887-89	0,7849	0,6128	9	7	domenica
Madrid	1900-904 . . .	0,8017	0,6463	10	10	sabato
Berlino	1904.	0,8086	0,6875	11	11	venerdì

TAV. II.

Mutabilità dei matrimoni secondo i mesi dell'anno.

STATI		$v = \frac{\Delta}{\Delta + R}$	$v = \frac{S_T}{S_T + R}$	Graduatorie crescenti di		Modalità media (in senso meccanico)
				v	v	
Serbia	1906-10	0,7705	0,4131	1	1	Novembre
Russia	1901-05	0,8371	0,5597	2	2	Dicembre
Austria	1901-10	0,8941	0,7254	3	4	Dicembre
Ungheria	1906-10	0,8989	0,7098	4	3	Gennaio
Svezia	»	0,9135	0,7553	5	5	Novembre
Danimarca	»	0,9203	0,7859	6	6	Ottobre
Finlandia	»	0,9365	0,8162	7	7	Ottobre
Svizzera	»	0,9382	0,8271	8	9	Luglio
Massachusetts	»	0,9396	0,8225	9	8	Agosto
Connecticut	»	0,9421	0,8289	10	10	Agosto
Maine	»	0,9479	0,8440	11	11	Settembre
Impero Ted.	»	0,9497	0,8602	12	13	Settembre
Italia	»	0,9498	0,8472	13	12	Gennaio
Spagna	»	0,9548	0,8661	14,5	14	Novembre
Francia	»	0,9548	0,8732	14,5	15	Novembre
Norvegia	»	0,9580	0,8761	16	16	Settembre
Giappone	»	0,9602	0,8810	17	17	Marzo
Belgio	»	0,9633	0,8942	18	18	Gennaio
Australia occ.	»	0,9855	0,9572	19	19	Aprile

TAV. III.

Mutabilità delle nascite secondo i mesi dell'anno.

STATI		$v = \frac{\Delta}{\Delta + R}$	$v = \frac{S_T}{S_T + R}$	Graduatorie crescenti di		Modalità media (in senso mecc.)
				v	v	
Giappone	1906-10	0,9594	0,8762	1	1	Gennaio
Serbia	»	0,9631	0,8909	2	2	Aprile
Romania	1871-80	0,9788	0,9211	3	3	Giugno
Spagna	1906-10	0,9802	0,9393	4	4	Febbraio
Paesi-Bassi	1871-77	0,9854	0,9559	5	5	Gennaio
Italia	1906-10	0,9865	0,9594	6	6	Febbraio
Ungheria	»	0,9873	0,9621	7	7	Marzo
Bulgaria	1901-05	0,9881	0,9642	8	8	Aprile
Francia	1906-10	0,9884	0,9649	9	9	Aprile
Uruguay	»	0,9888	0,9661	10	10	Agosto
Finlandia	»	0,9900	0,9699	11	11	Maggio
Norvegia	1901-05	0,9903	0,9708	12	12	Maggio
Belgio	»	0,9910	0,9727	13	13	Marzo
Danimarca	1906-10	0,9912	0,9736	14	14	Aprile
Svezia	»	0,9915	0,9747	15	15	Marzo
Austria	»	0,9925	0,9773	16	16	Marzo
Svizzera	1891-900	0,9935	0,9803	17	17	Maggio
Impero Ted.	1906-10	0,9936	0,9807	18	18	Maggio
Connecticut	»	0,9946	0,9837	19	19	Agosto

TAV. IV.

Mutabilità delle morti secondo i mesi dell'anno.

STATI		$v = \frac{\Delta}{\Delta + R}$	$v = \frac{S_T}{S_T + R}$	Graduatorie crescenti di		Modalità media
				v	v	
Serbia	1906-10 . .	0,9603	0,8772	1	1	Febbraio
Bulgaria	1901-05 . .	0,9609	0,8791	2	2	Gennaio
Scozia	1906-10 . .	0,9731	0,9169	3	3	Febbraio
Italia	» . .	0,9736	0,9200	4	4	Febbraio
Danimarca	» . .	0,9740	0,9209	5	5	Marzo
Russia	1901-05 . .	0,9746	0,9264	6	7	Aprile
Francia	1906-10 . .	0,9756	0,9247	7	6	Febbraio
Belgio	» . .	0,9763	0,9272	8	8	Febbraio
Svezia	» . .	0,9768	0,9288	9	9	Marzo
Portogallo	1901-05 . .	0,9772	0,9303	10	10	Ottobre
Finlandia	1906-10 . .	0,9777	0,9317	11	11	Febbraio
Ungheria	» . .	0,9804	0,9402	12,5	12	Marzo
Giappone	» . .	0,9804	0,9415	12,5	13	Ottobre
Norvegia	» . .	0,9814	0,9429	14	14	Marzo
Connecticut	» . .	0,9836	0,9515	15	15	Marzo
Queensland	» . .	0,9855	0,9565	16	17	Ottobre
Spagna	» . .	0,9869	0,9612	17	18	Febbraio
Nuova Galles del Sud	» . .	0,9881	0,9640	18	19	Marzo
Maine	» . .	0,9887	0,9564	19	16	Febbraio
Impero Ted.	» . .	0,9901	0,9702	20,5	20	Marzo
Uruguay	» . .	0,9901	0,9704	20,5	21	Ottobre

Riferendoci, anzitutto, all'ordine col quale si succedono le Città o gli Stati in base ai valori di v o di v in confronto all'ordine col quale si succedevano in base ai valori degli indici

TAV. V.

Indici di cograduazione

Fenomeno a cui si riferiscono gli indici	Indici semplici di cograduazione tra							
	v e S_T	v e Δ	v e $1S$	v e R	v e S_T	v e Δ	v e $1S$	v e R
Matrimoni secondo i giorni della settimana . .	0,33	0,33	—0,37	—0,87	0,42	0,42	—0,33	—0,80
Matrimoni secondi i mesi dell'anno	0,49	0,48	—0,56	—0,99	0,54	0,54	—0,60	—0,96
Nascite secondo i mesi dell'anno	0,77	0,49	—0,79	—0,94	0,77	0,49	—0,79	—0,94
Morti secondo i mesi dell'anno	0,70	0,68	—0,76	—0,96	0,73	0,70	—0,78	—0,98

precedentemente noti (calcolati nei due lavori or ora ricordati), tra i quali ci limitiamo a considerare ora S_T , Δ , ^1S e R come i più rappresentativi, calcoliamo gli indici di cograduazione riportati nella Tav. V.

Rileviamo subito una fortissima cograduazione negativa tra ν e R o tra v e R, mentre non altrettanto forte è la cograduazione tra ν e Δ o tra v e S_T (dove R, Δ ed S_T sono indici che fanno parte delle rispettive espressioni di ν e di v). Ciò si spiega se teniamo presente quanto abbiamo detto alla fine del n. 5 sulla sensibilità di v e di ν al variare dei loro componenti: nei nostri esempi S_T (e analogamente Δ) ha un valore generalmente molto superiore a R, perciò, a parità di aumento di R e di S_T, nella (19) vale il segno inferiore, e quindi si ha una diminuzione di v cioè una diminuzione della mutabilità conformemente a quanto era indicato dall'aumento supposto di R e in contrasto a quanto era indicato dall'aumento di S_T. Quindi, nei fenomeni considerati, le conclusioni che si traggono con i nuovi indici sono più solidali con quelle che si traggono con R che non con quelle che si traggono con S_T o con Δ ; però, come s'è avvertito, questa circostanza non si verifica sempre.

Con gli altri indici la cograduazione (positiva o negativa a seconda che trattasi di S_T e di Δ o rispettivamente di ^1S) non è molto stretta e varia da fenomeno a fenomeno e ciò conferma, come del resto era stato già osservato, che non esiste una relazione costante tra questi vari indici, e che quindi essi non permettono di trarre le stesse conclusioni in quanto guardano la mutabilità delle serie cicliche da punti di vista diversi.

Il confronto tra v e ν, fatto anch'esso mediante l'indice semplice di cograduazione, porta, per le quattro tavole, rispettivamente ai seguenti valori

$$0{,}90 \quad , \quad 0{,}96 \quad , \quad 1{,}00 \quad , \quad 0{,}95$$

dai quali possiamo dedurre che, dal punto di vista della mutabilità delle varie serie, nel senso da noi specificato, i due indici v e ν portano presso a poco alle stesse conclusioni.

Se guardiamo ai campi di oscillazione dei valori di v e di ν nelle quattro tavole, notiamo ch'essi sono determinati rispetti-

vamente dai seguenti numeri:

per v) $0{,}6875 - 0{,}5587 = 0{,}1288$,
$0{,}9572 - 0{,}4131 = 0{,}5441$,
$0{,}9837 - 0{,}8762 = 0{,}1075$,
$0{,}9704 - 0{,}8772 = 0{,}0932$;

per ν)
$0{,}8086 - 0{,}7372 = 0{,}0714$,
$0{,}9855 - 0{,}7705 = 0{,}2150$,
$0{,}9946 - 0{,}9594 = 0{,}0352$,
$0{,}9901 - 0{,}9603 = 0{,}0298$.

Da essi risulta che l'indice v, nei fenomeni esaminati, oscilla tra limiti più ampi di quelli tra i quali oscilli ν, e pertanto presenta una maggiore sensibilità di ν.

Le oscillazioni maggiori tra la mutabilità dei vari Stati o delle varie Città si ha relativamente ai matrimoni secondo i mesi dell'anno. Per questo fenomeno i vari Stati si differenziano molto tra loro: da alcuni Stati come la Serbia e la Russia (alquanto simili tra loro per razza, religione e costumi) dove i valori di v e di ν indicano una bassa mutabilità, indice che in essi i matrimoni hanno una rilevante tendenza a preferire certi mesi ad altri, si passa a Stati come l'Ungheria a l'Austria dove tale tendenza è attenuata, per arrivare al Giappone, al Belgio e infine, con distacco sui precedenti, all'Australia occidentale dove questa tendenza preferenziale è trascurabile. Sui 19 Stati considerati l'Italia occupa il tredicesimo posto in base a ν e il dodicesimo in base a v e ciò mostra che le tendenze preferenziali a sposarsi in alcuni mesi più che in altri, pur non essendo trascurabili in Italia, sono meno forti che in molti altri Stati. La religione cattolica, col suo invito a non sposarsi nel periodo di Quaresima e dell'Avvento, non sembra che eserciti un'influenza sensibile e costante in tutti gli Stati a forte compattezza cattolica, in quanto vediamo questi Stati mischiati agli altri, senza alcun raggruppamento caratteristico.

La modalità media, nel senso meccanico ([14]), è nel gennaio per il Belgio l'Italia e l'Ungheria, nel marzo per il Giappone, nel-

---

(14) C. Gini e L. Galvani: *Di talune estensioni*....., cit. in (4).

l'aprile per l'Australia occidentale, nel luglio per la Svizzera, nell'agosto per il Massachussets e il Connecticut, nel settembre per il Maine, l'Impero Tedesco e la Norvegia, nell'ottobre per Danimarca e Finlandia, nel novembre per Spagna Francia Svezia e Serbia, in dicembre per Russia e Austria. I mesi preferiti sono quindi quelli invernali tranne nella Svizzera, dove i calori estivi non sono generalmente sensibili, e negli Stati americani.

Considerando la mutabilità dei matrimoni secondo i giorni della settimana si nota che il campo di oscillazione precedentemente considerato diminuisce. La minore mutabilità è presentata da Roma del 1877-86 e da Firenze del 1912-13 tra le quali si rileva poca diversità. Il gruppo centrale è costituito da Firenze del 1916-17, da Roma nei periodi successivi a quello considerato, da Cremona. Un maggior distacco presentano Madrid e Berlino, dove il fenomeno pur essendo attenuato è sempre sensibile. Quest'ultima città presenta come modalità media il venerdì, mentre le altre presentano il sabato o, più di frequente, la domenica.

Meno intensa è la diversa mutabilità tra i vari Stati relativamente alle nascite secondo i mesi dell'anno. Al primo posto c'è il Giappone, al sesto l'Italia; l'ultimo è il Connecticut. Molto prossima tra loro è la mutabilità delle nascite nei paesi del nord dell'Europa, cioè Norvegia, Svezia, Finlandia e Danimarca. In ogni modo la stagionalità delle nascite nei vari Stati non è quindi tale, come già osservai nella Memoria cit. in (3), da influire sensibilmente sulla mutabilità delle relative serie.

Se poi ordiniamo i Paesi, secondo i successivi mesi dell'anno in cui cade la modalità media in senso meccanico, (la quale, com'è noto, indica che la risultante dei vettori sopra specificati cade nell'arco corrispondente a quelle modalità), abbiamo :

Gennaio	Giappone	Maggio	Finlandia
	Paesi Bassi		Norvegia
Febbraio	Spagna		Svizzera
	Italia		Impero Tedesco
Marzo	Ungheria	Giugno	Romania
	Belgio	Agosto	Uruguay
	Austria		Connecticut
	Svezia		
Aprile	Serbia		
	Bulgaria		
	Francia		
	Danimarca		

Singolare è quindi il fatto che la modalità media delle nascite cade nei primi sette mesi dell'anno, tra i quali sono preferiti il marzo, aprile e maggio, ciascuno con quattro paesi.

Anche la mutabilità delle morti secondo i mesi dell'anno è poco diversa da paese a paese. Rileviamo però che gli Stati dove la tendenza alla stagionalità è più accentuata sono la Serbia e la Bulgaria; seguono, con un po' di distacco dai precedenti ma con indici poco diversi tra loro, Scozia, Italia, Danimarca, Francia, Russia, Belgio, Svezia, Portogallo, Finlandia; gli Stati dove meno è sentita tale stagionalità sono l'Impero Tedesco e l'Uruguay. Forse una più minuta distinzione delle morti secondo gruppi di età e secondo le principali cause di morte potrebbe mettere in risalto una diversa mutabilità delle serie relative ai vari paesi.

Ordinati gli Stati secondo la modalità media si ha:

Gennaio	Bulgaria	Marzo	Danimarca, Svezia, Norvegia, Ungheria, Impero Tedesco, Connecticut, Nuova Galles del Sud
Febbraio	Serbia, Spagna, Italia, Francia, Belgio, Finlandia, Svezia, Maine	Aprile	Russia
		Ottobre	Portogallo, Giappone, Queensland, Uruguay

La modalità media delle morti presenta dunque una particolare caratteristica degna di essere messa in evidenza. *Cinque soli mesi sono rappresentati*: gennaio con la sola Bulgaria, febbraio con otto Stati tra cui l'Italia, marzo con sette Stati, aprile con la sola Russia, ottobre con quattro Stati di cui uno solo europeo (il Portogallo).

Per i dodici Stati per i quali è possibile mettere contemporaneamente a confronto la mutabilità, secondo i mesi dell'anno, dei matrimoni, delle nascite e delle morti, scriviamo, nella tabella VI, i valori di v, di ν e, in parentesi, il posto che detti valori occupano nelle graduatorie crescenti degli stessi valori.

Si rileva anzitutto che tra v e ν intercede una cograduazione strettissima, per modo che per eseguire il confronto tra i

Mutabilità, secondo i mesi dell'anno, dei matrimoni, delle nascite, delle morti.

STATI (1906-10)	Matrimoni		Nascite		Morti	
	v	v	v	v	v	v
Serbia	0,4131 (1)	0,7705 (1)	0,8909 (2)	0,9631 (2)	0,8772 (1)	0,9603 (1)
Ungheria	0,7098 (2)	0,8989 (2)	0,9621 (4)	0,9873 (4)	0,9402 (8)	0,9804 (8,5)
Danimarca	0,7859 (4)	0,9203 (4)	0,9736 (9)	0,9912 (9)	0,9209 (3)	0,9740 (3)
Svezia	0,7553 (3)	0,9135 (3)	0,9747 (10)	0,9915 (10)	0,9288 (6)	0,9768 (6)
Norvegia	0,8761 (10)	0,9580 (10)	0,9708 (7)	0,9903 (7)	0,9429 (10)	0,9814 (10)
Finlandia	0,8162 (5)	0,9365 (5)	0,9699 (6)	0,9900 (6)	0,9377 (7)	0,9777 (7)
Belgio	0,8942 (12)	0,9633 (12)	0,9727 (8)	0,9910 (8)	0,9272 (5)	0,9763 (5)
Francia	0,8732 (9)	0,9548 (9)	0,9649 (5)	0,9884 (5)	0,9247 (4)	0,9756 (4)
Italia	0,8472 (7)	0,9498 (8)	0,9594 (3)	0,9865 (3)	0,9200 (2)	0,9736 (2)
Impero Tedesco	0,8602 (8)	0,9497 (7)	0,9807 (11)	0,9936 (11)	0,9702 (12)	0,9901 (12)
Giappone	0,8810 (11)	0,9602 (11)	0,8762 (1)	0,9594 (1)	0,9415 (9)	0,9804 (8,5)
Connecticut	0,8289 (6)	0,9421 (6)	0,9837 (12)	0,9946 (12)	0,9515 (11)	0,9836 (11)

tre fenomeni in considerazione basterà riferirsi ai soli valori di v, tra i quali stabiliamo i seguenti indici semplici di cograduazione relativa:

matrimoni e nascite, $G = 0,—$;
nascite e morti, $G = 0,32$;
matrimoni e morti, $G = 0,29$.

Tra mutabilità dei matrimoni e mutabilità delle nascite non c'è quindi alcuna cograduazione, per modo che dobbiamo ritenere che le circostanze che influiscono sulla maggiore o minore tendenza che i matrimoni hanno a preferire alcuni mesi ad altri sono del tutto indifferenti rispetto alle circostanze che determinano la mutabilità delle nascite secondo i mesi dell'anno. Si rilevano anche alcuni contrasti, come per es. il Giappone che ha massima mutabilità rispetto ai matrimoni e minima rispetto alle nascite, mentre quasi opposto è il comportamento della Svezia; la Serbia, invece, è al primo posto nell'ordine crescente della mutabilità dei matrimoni e al 2° posto in quello rispetto alle nascite.

Una cograduazione positiva, non forte ma apprezzabile, esiste tra la mutabilità, secondo i mesi dell'anno, delle nascite e delle morti. Il contrasto maggiore si nota nel Giappone, mentre in sei altre Nazioni la differenza di posto nelle due graduatorie è appena di una unità. Può darsi che una maggiore concordanza (positiva o negativa) possa sussistere tra la mutabilità delle nascite e la mutabilità delle morti nei primi anni di vita.

Leggermente inferiore è la concordanza tra le graduatorie dei valori di v relativi a matrimoni e morti. È quindi da pensare, come nel caso precedente, che alcune circostanze che influiscono nel determinare la mutabilità delle morti influiscano pure sulla mutabilità dei matrimoni secondo i mesi dell'anno [15].

Circa le modalità medie, riportiamole nella seguente tabella VII.

Se misuriamo l'intervallo in mesi tra ciascuna modalità media delle nascite e quella dei matrimoni dello stesso Stato,

---

(15) Riportiamo dal Gini (*Di una estensione...* ; loc. cit. (1)) gli indici semplici di cograduazione tra i valori delle differenze medie, tra quelli

TAV. VII.

Modalità medie nel senso meccanico.

STATI (1906-10)	Matrimoni	Nascite	Morti
Serbia	Novembre	Aprile	Febbraio
Ungheria	Gennaio	Marzo	Marzo
Danimarca	Ottobre	Aprile	Marzo
Svezia	Novembre	Marzo	Marzo
Norvegia	Settembre	Maggio	Marzo
Finlandia	Ottobre	Maggio	Febbraio
Belgio	Gennaio	Marzo	Febbraio
Francia	Novembre	Aprile	Febbraio
Italia	Gennaio	Febbraio	Febbraio
Impero Tedesco	Settembre	Maggio	Marzo
Giappone	Marzo	Gennaio	Ottobre
Connecticut	Agosto	Agosto	Marzo

e aggiungiamo 12 a quegli intervalli inferiori a 9 mesi (prescindiamo cioè dai concepimenti antenunziali) rileviamo che nel Giappone la modalità media delle nascite segue di 10 mesi la modalità media dei matrimoni, nel Connecticut segue di 12 mesi, in Italia segue di 13 mesi, nel Belgio e in Ungheria di 14 mesi, nella Svezia di 16 mesi, in Francia e in Serbia di 17 mesi, in Danimarca di 18 mesi, in Finlandia di 19 mesi, in Norvegia e nell'Impero Tedesco di 20 mesi. Questo confronto, pur sembrando non privo di interesse, non permette di trarre conclusioni che vadano più in là di un semplice raffronto.

---

degli scostamenti medi e tra quelli dei rapporti di concentrazione delle frequenze, relativi a

	tra le Δ	tra gli ^1S	tra gli R
matrimoni e nascite	+ 0,33	+ 0,056	— 0,11
nascite e morti	— 0,013	+ 0,30	+ 0,28
matrimoni e morti.	+ 0,15	+ 0,083	+ 0,097

Se ben si guardi ai significati degli indici qui considerati, le conclusioni che possono trarsi da questi nove valori, sia pure faticosamente, non sono diverse da quelle tratte in base ai tre valori riportati nel testo. In particolare si noti che pur essendo molto stretta la controgradazione tra v e R, come abbiamo già rilevato, le conclusioni che possono trarsi in base ai soli valori di R possono non essere concordanti con quelle che si traggono in base ai valori di v, e ciò riconferma il diverso aspetto sotto il quale essi guardano la mutabilità.

Bisogna, infatti, tener presente gl'interessanti risultati ottenuti dal Gini ([16]), esaminando i primogeniti nati in Italia nei singoli mesi del 1927 classificati anche secondo il mese in cui fu contratto il matrimonio da cui essi provengono. Da questa indagine si rileva in particolare che, sul complesso dei nati vivi, la percentuale dei primogeniti rappresenta il 21,4% ; tra questi, la percentuale di quelli che provengono da matrimoni celebrati y mesi prima di quello della nascita raggiunge al massimo il valore 4,3%.

Nessuna dipendenza, nè spiccate particolarità, oltre quelle già messe in evidenza, rileviamo poi dal confronto tra le modalità medie relative a matrimoni e morti o a nascite e morti.

7. — APPLICAZIONE ALLA MUTABILITÀ DELLE SERIE DEI DECESSI SECONDO ALCUNE CAUSE DI MORTE. — Le serie cicliche dei morti secondo i mesi, precedentemente considerate, si riferiscono ai morti nel complesso, e abbiamo rilevato la quasi uniforme mutabilità di queste serie nei vari stati considerati, e la prevalenza dei mesi di febbraio e marzo come modalità media, ad eccezione di quattro Stati che hanno tale media in ottobre.

Non altrettanto può dirsi se consideriamo le serie cicliche dei decessi classificati secondo alcune principali cause di morte e il mese in cui avvenne il decesso.

Limitiamo il nostro studio all'Italia e per un periodo piuttosto recente, quinquennio 1931-35 ([17]) che possiamo considerare come normale agli effetti della mortalità, così da mettere il più possibile in evidenza l'elemento sistematico che è la causa di morte.

Il fenomeno, per altri periodi e secondo punti di vista diversi dal nostro è stato studiato anche da altri demografi e sanitari, ([18])

---

(16) C. GINI: *Sulle relazioni fra le oscillazioni mensili del numero dei matrimoni e quelle del numero delle nascite, e sulle variazioni mensili della fecondità matrimoniale*. Atti del Congresso internazionale per gli studi sulla popolazione, Roma, 7-10 settembre 1931, Vol. VII.

(17) A partire dal 1931, è stata adottata in Italia la classificazione nosologica proposta dalla Conferenza internazionale per la nomenclatura nosologica (Parigi 1929). I dati sono presi dai volumi « Statistica delle cause di morte » negli anni 1931, 32, 33, 34, 35.

(18) G. LASORSA: *Variazioni stagionali della mortalità secondo gruppi di cause di morte*, Atti del Congr. Intern. per gli studi sulla popolaz., Roma, 7-10 settembre 1931, Vol. VII.

Media mensile dei decessi, avvenuti in Italia nel quinquennio 1931-35, *classificati secondo la causa di morte ed il mese in cui avvenne il decesso ed eliminata la diversa durata dei mesi.*

N. d'ordine	Causa di morte	Gennaio	Febbraio	Marzo	Aprile	Maggio	Giugno	Luglio	Agosto	Settembre	Ottobre	Novembre	Dicembre	Totali
1	Febbre tifoidea	308	223	175	182	177	254	500	766	918	804	617	435	5.359
2	Morbillo	304	367	343	332	298	298	325	187	107	93	175	223	3.052
3	Scarlattina	116	96	81	70	88	95	106	112	152	175	175	124	1.390
4	Tosse convulsa	207	271	277	281	233	242	259	251	166	116	99	138	2.540
5	Difterite	405	367	300	219	160	124	116	139	185	258	348	390	3.011
6	Influenza	1.647	2.637	2.244	1.460	913	486	300	238	226	267	458	800	11.677
7	Tubercolosi dell'appar. respiratorio (compresi i gangli tracheo-bronchiali	2.596	2.790	2.828	2.800	2.602	2.490	2.479	2.382	2.286	2.328	2.350	2.435	30.366
8	Altre forme di tubercolosi	801	881	957	1.003	968	975	958	868	782	741	742	723	10.399
9	Malaria	119	89	82	85	113	123	298	402	398	328	219	143	2.399
10	Cancri ed altri tumori maligni	2.621	2.550	2.500	2.522	2.555	2.730	2.821	2.757	2.701	2.696	2.748	2.762	31.963
11	Reumatismo art. acuto	214	207	192	191	183	163	178	148	146	169	194	209	2.195
12	Bronchite	2.407	2.680	2.225	1.621	1.212	997	848	776	749	919	1.225	1.710	17.369
13	Polmonite	10.170	11.533	9.721	8.093	6.367	5.135	4.283	3.801	3.508	4.149	5.559	7.510	79.829
14	Pleurite	239	265	259	255	244	244	214	189	187	179	194	200	2.669
15	Enterite (al disotto di 2 anni)	1.570	1.479	1.309	1.329	1.911	5.049	9.716	9.294	6.140	4.314	2.687	1.851	46.649
16	Enterite ulcero-intestin. (2 anni ed oltre)	644	596	526	505	545	782	1.334	1.496	1.298	1.048	848	747	10.369
17	Nefrite	1.653	1.685	1.455	1.351	1.214	1.121	1.152	1.159	1.161	1.302	1.453	1.591	16.297
18	Suicidi	258	276	320	344	403	409	380	308	276	259	247	231	3.711
19	Lesione accid., caduta, schiacciam., frana	487	522	538	611	684	762	823	869	846	745	637	552	8.076
20	Endocardite cronica compr. le affez. valvolari	2.450	2.504	2.231	1.854	1.686	1.578	1.477	1.438	1.420	1.549	1.827	2.138	22.152
	Complesso (comprese altre cause non specif. sopra)	57.756	60.977	54.253	47.458	42.740	43.689	48.245	46.876	42.054	42.130	45.065	51.264	582.509

i quali, per quel che mi consta, non hanno però indagato sufficientemente sulla diversa mutabilità e concentrazione di queste serie, pur essendo questa ricerca importante per approfondire, la conoscenza delle distribuzioni dei morti per cause di morte nei vari mesi (19).

La tavola VIII riporta le medie mensili dei decessi avvenuti nel quinquennio considerato, ai fini di mostrare l'entità numerica di questi decessi secondo le varie cause di morte e il mese del decesso. I vari mesi sono stati ridotti tutti della durata di 30 giorni e perciò i totali non corrispondono esattamente alle medie annuali dei decessi effettivamente avvenuti per ogni singola causa.

Queste varie cause si sono ordinate, nella tav. IX, secondo la modalità media nel senso meccanico, incominciando da quelle che presentano tale modalità nel gennaio. A parità di modalità media abbiamo disposto le cause in ordine crescente dell'argomento φ della risultante (argomento che non abbiamo riportato per non accrescere il numero delle colonne nella tabella IX.

Così, mentre per il complesso la modalità media si conserva nel mese di febbraio, come nel 1906-10 (a parte il fatto dell'intervento delle nuove provincie annesse al Regno d'Italia nel 1919), essa è nel gennaio per la difterite e il reumatismo articolare acutno, nel febbraio e nel marzo per le affezioni dell'apparato respiratorio e dei reni, compresa l'endocardite cronica. Nei mesi estivi viene invece a cadere la media delle malattie dell'apparato digerente, della malaria e dei cancri, e, infine, in ottobre quella per scarlattina.

Il confronto tra la modalità media in senso meccanico e la moda o modalità prevalente o di massima frequenza fa vedere che spesso c'è coincidenza tra le due, alle volte c'è uno spostamento di uno o anche di due mesi. Si comprende però

7-10 settembre 1931, Vol. VII. L. De Berardinis : *Statistica sanitaria* in « Trattato italiano di igiene » diretto da O. Casagrandi, Vol. 18, U.T.E.T., Torino 1930.

(19) Il Lasorsa (op. cit. nella nota precedente) adopera lo scostamento semplice medio delle frequenze come indice di variabilità, dopo aver reso uguale a 1000 la media generale ; perciò la variabilità massima secondo Lasorsa corrisponde alla minima mutabilità secondo la definizione qui assunta.

che la prima tiene conto della distribuzione in tutti i vari mesi e può essere assunta a rappresentarla, mentre la moda non dipende da tutti i termini.

L'antimoda o modalità di minima frequenza non sempre è spostata di sei mesi rispetto alla moda, ma in ben otto casi (reumatismo, nefrite, pleurite, morbillo, altre forme di tubercolosi, enterite, enterite ulcero intestinale, cancro) è spostata di soli quattro mesi — in senso precedente o seguente — indicando, per queste cause, uno sbalzo piuttosto breve tra mese di minima e mese di massima mortalità. Nel complesso dei morti del periodo 1906-10, questo sbalzo è di appena due mesi. Sembrerebbe quindi che l'inclemenza della stagione, dall'ottobre al dicembre, abbia avuto in quel periodo un'influenza enorme che non è certo attribuibile alle minori possibilità di difesa che l'Italia presentava allora in confronto ad oggi. Difatti, ad un più attento esame dei fatti, risulta che nei dati relativi al dicembre del periodo 1906-10 sono compresi i morti del terremoto calabro-siculo del 28 dicembre 1908, il quale rende la frequenza dei morti di questo mese più alta di quella degli altri mesi.

L'antimoda è rappresentata il più delle volte dal mese di settembre, che è il mese di minima mortalità generale (pur essendo di massima mortalità per la febbre tifoidea). Quattro volte figura il mese di marzo (per enterite, malarie, cancri e febbre tifoidea) benigno è il mese di aprile per l'enterite-ulcero-intestinale e la scarlattina, così come il mese di dicembre per i suicidi e le altre forme di tubercolosi.

L'esame delle graduatorie dei vari indici, quale risulta guardando le ultime colonne della tav. IX, mostra una strettissima concordanza tra S_T, $1 - R$ e v, assai più di quanto si verificava negli esempi precedentemente considerati. Anche con $1 - P$ la concordanza è molto forte.

Il valore generalmente basso della frequenza massima — il cui minimo è evidentemente $1/12 = 0{,}083$ — mostra che, all'infuori dell'influenza e dell'enterite per i bambini al disotto di due anni per le quali c'è un mese in cui si racchiude più del 20% del totale dei morti per quella causa, per le altre la differenziazione tra la mortalità dei vari mesi è meno accentuata. È evidente, poi, che questo indice, il quale risente in misura maggiore degli altri l'influenza di circostanze casuali, non può essere as-

TAV. IX.

Mutabilità, secondo i mesi dell'anno, dei decessi per alcune cause di morte. Italia 1931-35.

N. d'ordine della prec. tabella	Causa di morte	Media (nel senso meccanico)	Moda (modalità prevalente)	Antimoda (modalità di minima frequenza)	Frequenza massima P	Scarto trigonometrico medio S_T	Rapporto di concentrazione delle frequenze R	Indice di mutabilità $v = \frac{S_T}{S_T + R}$	Graduatoria crescente di $1 - P$	Graduatoria crescente di S_T	Graduatoria crescente di $1 - R$	Graduatoria crescente di v
5	Difterite	Gennaio	Gennaio	Luglio	0,135	0,709	0,256	0,735	8	6	6	6
11	Reumatismo artic. acuto	»	»	Settembre	0,097	0,927	0,073	0,927	17	16	16	16
20	Endocardite cronica	Febbraio	Febbraio	»	0,113	0,861	0,124	0,874	11	12	12	12
12	Bronchite	»	»	»	0,154	0,698	0,269	0,722	5	5	5	5
13	Polmonite	»	»	»	0,1444	0,731	0,241	0,752	6	7	7	7
17	Nefrite	»	»	Giugno	0,103	0,916	0,101	0,901	15	15	15	15
6	Influenza	»	»	Settembre	0,226	0,464	0,481	0,491	1	1	1	1
7	Tubercolosi dell'app. resp.	Marzo	Marzo	»	0,093	0,956	0,045	0,955	19	19	19	19
14	Pleurite	»	Febbraio	Ottobre	0,099	0,911	0,062	0,936	16	18	18	18
2	Morbillo	Aprile	»	»	0,120	0,775	0,214	0,784	10	9	9	9
4	Tosse convulsa	Maggio	Aprile	Novembre	0,111	0,819	0,179	0,821	12	11	10	10
8	Altre forme di tubercolosi	»	»	Dicembre	0,096	0,919	0,071	0,928	18	17	17	17
18	Suicidi	Giugno	Giugno	»	0,110	0,868	0,118	0,880	13	14	13	13
19	Lesioni acc., caduta, schiacc.	Agosto	Agosto	Gennaio	0,108	0,866	0,108	0,889	14	13	14	14
15	Enterite (al disotto di 2 anni)	»	Luglio	Marzo	0,208	0,525	0,433	0,548	2	2	2	2
16	Enterite ulcero intestinale	Settembre	Agosto	Aprile	01442	0,751	0,231	0,765	7	8	8	8
9	Malaria	»	»	Marzo	0,168	0,607	0,351	0,634	4	4	3	4
10	Cancri ed altri tumori	»	Luglio	»	0,088	0,977	0,024	0,976	20	20	20	20
1	Febbre tifoidea	»	Settembre	»	0,171	0,606	0,352	0,632	3	3	4	3
3	Scarlattina	Ottobre	Ott.-Nov.	Aprile	0,126	0,813	0,174	0,824	9	10	11	11
	Complesso (comprese altre cause non specif. sopra)	Febbraio	Febbraio	Settembre	0,105	0,932	0,075	0,927				
	Complesso nel periodo 1906-10	»	Dicembre	Ottobre	0,105	0,932	0,081	0,920				

sunto, che assai grosso modo, a misura della mutabilità delle singole serie.

L'indice più comprensivo ai fini della mutabilità è, invece, come si è detto, v, e su esso baseremo il confronto di questo aspetto tra le varie serie, pur ricordando qualche volta il valore di S_T e di R per i loro particolari aspetti messi in evidenza nella parte teorica.

La causa meno variabile è l'influenza, con $v = 0{,}491$; il valore di S_T mostra che non è forte la dispersione della serie intorno alla media meccanica, che coincide quasi con la fine di febbraio, essendo l'argomento φ della risultante di $44^0 21'$ prossimo a 45^0 che segna l'inizio dell'arco corrispondente al mese di marzo. Il rapporto di concentrazione delle frequenze prende, per questa causa, il più alto valore, mentre lieve è la mortalità per questa causa nei mesi estivo-autunnali.

All'influenza segue l'enterite per i bambini al disotto di 2 anni, con un valore di $v = 0{,}548$. Il periodo dell'anno, critico per questa causa, è quasi all'opposto di quello dell'influenza. L'argomento φ della risultante è di $207^0 15'$ che corrisponde, all'incirca al 12 agosto. Il valore di $R = 0{,}433$ indica ancora una forte concentrazione delle frequenze nei mesi intorno a quello detto, mentre la virulenza del male decade nel periodo inverno-primavera.

Seguono la febbre tifoidea e la malaria con valori di v poco differenti tra loro e modalità media nello stesso mese di settembre; il loro andamento stagionale è molto consimile; i minimi di mortalità si hanno nei mesi primaverili.

Tra 0,722 e 0,784 è il valore di v per bronchite, difterite, polmonite, enterite ulcero intestinale e morbillo. La mortalità per queste cause tende a diffondersi uniformemente in periodi più ampi, con prevalenza nel periodo invernale per le prime tre cause, nel periodo primaverile per il morbillo e nell'estivo-autunnale per l'enterite ulcero intestinale.

Superiore a 0,900 è il valore di v per le seguenti cause: nefrite, reumatismo articolare acuto, pleurite, tubercolosi nelle sue varie forme, e, da ultimo, cancri ed altri tumori maligni. Per queste cause, la forte dispersione della mortalità intorno al valore medio mostra che non c'è una spiccata stagionalità dei decessi, specie per i cancri che infieriscono quasi uniformemente in tutti i mesi dell'anno, sia pure con una lieve prevalenza nei mesi estivi.

Pure nel complesso notiamo una forte mutabilità, conseguenza di una certa compensazione, come abbiamo rilevato, tra la stagionalità di certe cause, pur essendoci sul totale una prevalenza dei decessi nei mesi invernali.

Rispetto al periodo 1906-10, lo scarto trigonometrico medio e la frequenza massima sono rimasti immutati, il rapporto di concentrazione delle frequenze è leggermente diminuito, e, conseguentemente, v è leggermente aumentato; possiamo quindi dire che la mutabilità, secondo i mesi dell'anno, dei decessi per il complesso delle cause di morte non è quasi cambiata dal 1906-10 al 1931-35, salvo la particolare differenza, messa in evidenza, circa la moda e l'antimoda.

8. — NUOVE APPLICAZIONI ALLO STUDIO DELLA MUTABILITÀ DELLE SERIE DEI MATRIMONI, DELLE NASCITE E DELLE MORTI. — Nel n. 6, avendo ripreso in esame le serie cicliche delle nascite, già considerate dal Gini nel lav. cit. (1), abbiamo considerato i nati in generale; essi, però, possono essere distinti in nati vivi e nati morti, e in ciascuna di queste categorie possiamo distinguere i legittimi dagli illegittimi, i maschi dalle femmine. Analogamente i morti possono essere distinti anche per classi di età, oltre che secondo il sesso.

Nella tav. X riportiamo le serie cicliche, secondo i mesi, dei nati e dei morti, distinti nel modo detto, aggiungendo anche quella dei matrimoni, relative alla Germania nel quadriennio 1928-31.

Le costanti statistiche calcolate per queste serie sono riportate nella Tab. XI.

Circa i matrimoni, il confronto tra le caratteristiche del 1928-1931 e quelle del periodo 1906-10, precedentemente esaminato, mostra che la modalità media è passata dal settembre al febbraio, così come la moda è passata dall'ottobre al maggio e l'antimoda dal marzo al gennaio. A rigore un confronto tra i due periodi non è lecito a causa delle intervenute esclusioni territoriali, ma, prescindendo da queste, non deve meravigliare la notevole ampiezza degli spostamenti subiti dalla media e dalla moda, dovuta certo al fatto che in Germania i mesi preferiti per i matrimoni sono ottobre-novembre e maggio, il quale è opposto ad ottobre, ed è solo da rimarcare, per il periodo più vi-

cino a noi, una diminuita preferenza per quest'ultimo mese, mentre l'accentuata mutabilità — essendo v passato da 0,8602 a 0,8887 — attesta la tendenza ad una maggiore equidistribuzione dei matrimoni nei vari mesi.

L'elevato numero di nati legittimi nei mesi di febbraio, marzo e aprile fa pensare all'influenza dell'alta nuzialità del mese di maggio. Tra moda dei matrimoni e moda dei nati legittimi passano 9-10 mesi; tra modalità media dei matrimoni e modalità media dei nati vivi legittimi passano 14 mesi, mentre un mese in meno si ha per i nati morti legittimi, forse per il maggior peso che tra i nati morti esercitano i parti precoci. Sul valore di questo confronto, richiamiamo però quanto abbiamo già detto alla fine del n. 6, riportando alcune conclusioni dell'approfondito studio del Gini.

La mutabilità dei nati vivi è superiore a quella dei nati morti, i quali mostrano quindi di essere più sensibili alle variazioni stagionali.

La mutabilità dei nati (vivi e morti) legittimi è superiore a quella degli illegittimi, sui quali ha forse maggior presa l'influenza di certi periodi dell'anno più propizi agli accoppiamenti fuori del matrimonio, più che a motivi di carattere eugenetico ([20]).

Differenze poco sensibili si hanno tra media, moda e antimoda dei legittimi in confronto agli illegittimi, tanto più che i valori piuttosto elevati di S_T, $1 - R$ e v non danno un alto grado di tipicità a queste caratteristiche. Tra i due sessi c'è solo da rilevare la differenza di due mesi nella media e nella moda dei nati morti illegittimi.

Quasi identica è la mutabilità (misurata con v) dei morti maschi legittimi e di quelli illegittimi nella prima classe di età $0 - 1$; per le femmine la mutabilità è maggiore, confermando la maggiore sensibilità dei neonati maschi all'influenza della stagione.

Un'altra categoria in cui si rileva che la mutabilità dei maschi è minore di quella delle femmine è rappresentata dai morti in età 15-30. Questa classe ha veramente un comportamento ec-

---

(20) C. Gini: *Contributi statistici ai problemi dell'eugenica*, Riv. Italiana di Sociologia, 1912.

Tav. X.

Medie mensili dei matrimoni, dei nati e dei morti in Germania (esclusa la Saar) nel 1928-31 (*), ridotti tutti i mesi di 30 giorni.

Categorie	Gennaio	Febbraio	Marzo	Aprile	Maggio	Giugno	Luglio	Agosto	Settembre	Ottobre	Novembre	Dicembre	Totali
MATRIMONI	27.763	41.145	37.621	47.095	63.633	46.430	40.775	42.175	50.038	55.395	56.708	46.836	555.634
Maschi:													
Nati vivi legittimi	42.681	44.983	44.214	44.136	43.850	42.303	41.507	40.399	40.751	38.420	38.443	38.729	500.416
» » illegittimi.	5.956	6.462	6.431	6.124	6.040	5.770	5.408	5.258	5.551	4.990	5.034	5.334	68.358
» morti legittimi	1.487	1.563	1.514	1.470	1.419	1.351	1.253	1.233	1.228	1.251	1291	1.338	16.398
» » illegittimi. . . .	295	290	296	308	283	248	245	236	241	250	244	252	3.188
Morti 0-1 anni, legittimi . .	4.256	4.824	4.822	4.373	4.088	3.486	3.420	3.269	3.337	3.314	3.237	3.620	46.046
» » » illegittimi .	900	1.024	1.005	928	870	785	742	713	746	731	705	745	9.894
» 1-5 » » . . .	1.130	1.476	1.452	1.251	1.146	989	929	869	851	823	841	946	12.703
» 5-15 » » . . .	701	761	754	751	735	737	742	704	701	676	663	671	8.596
» 15-30 » » . . .	2.352	2.544	2.710	2.620	2.727	2.820	2.903	2.580	2.442	2.316	2.116	2.053	30.183
» 30-60 » » . . .	8.068	8.708	8.366	8.075	7.735	7.322	7.157	6.768	6.800	7.067	7.040	7.317	90.423
» 60-70 » » . . .	6.383	6.990	6.754	6.295	5.848	5.548	5.259	5.102	5.093	5.290	5.477	5.772	69.811
» 70 » e più . . .	10.000	11.885	10.868	9.349	8.447	7.700	7.253	6.977	6.911	7.493	7.879	8.624	103.386
Morti in tutte le età esclusi i nati morti	33.794	38.162	36.736	33.646	31.600	29.389	28.411	26.989	26.884	27.714	27.961	29.755	371.041

(*) Dati ricavati dai volumi «*Die Bewegung der Bevölkerung*» negli anni 1928, 1929, 1930 e 1931. Statistik des Deutschen Reichs.

CATEGORIE	Gennaio	Febbraio	Marzo	Aprile	Maggio	Giugno	Luglio	Agosto	Settembre	Ottobre	Novembre	Dicembre	Totali
FEMMINE :													
Nate vive legittime	40.128	42.527	42.871	42.341	41.316	39.608	38.955	38.045	38.381	36.153	36.021	36.365	472.711
» » illegittime	5.606	6.065	6.083	5.806	5.739	5.440	5.184	4.926	5.269	4.739	4.724	5.028	64.609
» morte legittime . . .	1.155	1.241	1.203	1.145	1.077	1.036	990	977	987	987	1.016	1.042	12.806
» » illegittime . . .	255	278	251	232	221	205	194	198	199	200	215	211	2.659
Morte 0-1 anni, legittime .	3.158	3.559	3.564	3.299	3.012	2.607	2.518	2.499	2.545	2.434	2.409	2.709	34.313
» » » illegittime	714	785	788	707	666	588	580	590	599	575	553	603	7.748
» 1-5 » » . .	1.011	1.236	1.238	1.062	996	829	788	743	709	717	706	825	10.860
» 5-15 » » . .	612	679	692	643	629	627	585	556	582	557	578	592	7.332
» 15-30 » » . .	2.198	2.405	2.419	2.291	2.228	2.123	2.009	1.935	1.873	1.897	1.872	1.880	25.130
» 30-60 » » . .	7.715	8.543	8.156	7.524	7.131	6.911	6.670	6.443	6.321	6.650	6.738	6.928	85.730
» 60-70 » » . .	6.281	6.984	6.609	5.976	5.388	4.963	4.803	4.569	4.543	5.011	5.180	5.495	65.792
» 70 » e più . . .	12.984	15.246	13.907	11.755	10.381	9.103	8.602	8.052	8.023	7.988	9.735	10.901	126.677
Morte in tutte le età escluse le nate morte	34.676	39.436	37.375	33.258	30.432	27.753	26.556	25.390	25.196	27.028	27.772	29.938	364.810

Mutabilità dei matrimoni, dei nati e dei morti in Germania (esclusa la Saar) nel 1928-31.

CATEGORIE	Media (nel senso mecc.)		Moda (modal. preval.)		Antimoda (mod. di minima frequenza)		Scarto trigonometrico medio St		Rapporto di concentrazione delle freq. R		Indice di mutabilità $v = \frac{St}{St + R}$	
	M	F	M	F	M	F	M	F	M	F	M	F
Matrimoni	Febbraio		Maggio		Gennaio		0,9514		0,1192		0,8887	
Nati vivi legittimi . .	Aprile	Aprile	Febbr.	Marzo	Ottobr.	Nov.	0,9651	0,9606	0,0338	0,0379	0,9662	0,9220
» » illegittimi. .	Marzo	Marzo	»	»	»	»	0,9449	0,9450	0,0535	0,0535	0,9464	0,9464
» morti legittimi .	»	»	»	Febbr.	Sett.	Agosto	0,9418	0,9445	0,0518	0,0535	0,9479	0,9464
» » illegittimi .	Aprile	Febbr.	Aprile	»	Agosto	Luglio	0,8128	0,9254	0,0563	0,0688	0,9352	0,9308
Morti 0-1 anni legittimi	Marzo	Marzo	Febbr.	Marzo	Nov.	Nov.	0,8995	0,9034	0,0900	0,0878	0,9090	0,9114
» » » illegittimi	Aprile	»	»	»	»	»	0,7969	0,9227	0,0801	0,0732	0,9087	0,9265
» 1-5 » » . .	Marzo	Febbr.	»	»	Ottobr.	»	0,8622	0,7761	0,1253	0,1254	0,8731	0,8609
» 5-15 » » . .	Aprile	»	»	»	Nov.	Agosto	0,9707	0,8449	0,0284	0,0425	0,9716	0,9521
» 15-30 » » . .	Maggio	Marzo	Luglio	»	Dic.	Nov.	0,9333	0,9361	0,0630	0,0588	0,9363	0,9409
» 30-60 » » . .	Marzo	»	Febbr.	Febbr.	Agosto	Sett.	0,9451	0,9386	0,0497	0,0560	0,9500	0,9437
» 60-70 » » . .	Febbr.	Febbr.	»	»	Sett.	»	0,9271	0,9042	0,0651	0,0861	0,9344	0,9131
» 70 » e più . .	»	»	»	»	»	Ott.	0,8814	0,8491	0,1069	0,1348	0,8918	0,8630
» in tutte le età esclusi i nati morti	Marzo	»	»	»	»	Sett.	0,9204	0,8992	0,0717	0,0904	0,9277	0,9086

cezionale anche per le altre caratteristiche, e si sarebbe preferito che fosse stata scissa nei gruppi di età 15-20, 20-25, 25-30.

Per i morti di questa classe rileviamo anzitutto lo spostamento al mese di maggio della media, e a luglio della moda, contrariamente alle altre categorie che hanno la media in febbraio, marzo o aprile, e la moda sempre in febbraio. I valori di S_T, $1 - R$ e v sono per questa classe alquanto più bassi di quelli che si riscontrano nelle due classi contigue, e riconferma l'influenza che su questa classe devono avere i decessi per cause (servizio militare, sport, lavoro, . . .) diverse da quelle naturali di morte, fenomeno già messo in evidenza dal Gini (21).

Per le femmine di questa stessa classe, può sembrare eccezionale l'antimoda che figura nel mese di agosto, contrariamente al fatto che nelle classi contigue tale caratteristica è nel mese di novembre. Ma, esaminando la Tav. X si rileva subito il carattere casuale di essa in quanto il numero dei morti verificatosi in agosto è inferiore di una sola unità rispetto al numero dei decessi di ottobre. Il valore di v subisce anche per questa classe una contrazione, meno sensibile però di quella rilevata per i maschi, la quale mostra che anche per queste età la mortalità femminile secondo i mesi subisce una maggiore concentrazione in alcuni periodi in dipendenza di cause proprie al complesso delle persone di questa classe.

Ad eccezione, quindi, della classe 0-1 e 15-30, la mutabilità ai decessi del sesso femminile è inferiore a quella del sesso maschile ; pertanto, per la Germania nel periodo considerato non è confermato il risultato del Benini (22) ottenuto per l'Italia, secondo il quale « possiamo dire essere la donna meglio ancora

---

(21) C. Gini : *Der Anstieg der Sterblichkeit beim männlischer Geschlecht in Alter von 20 bis 25 Jahren und geringere Widerstandsfähigkeit von Kindern der Väter dieses Alters*, in « Deutschen Statistischen Zentralblatt » Juli-Aug. 1932, e l'articolo pubblicato con lo stesso titolo, ma in italiano, in « Genesis », n. 3-4, 1932. Vedasi pure : N. Federici, *Sul rialzo della mortalità maschile nel quinquennio di età 20-25 anni*, Istituto di statistica dell'Università di Roma, Serie I, vol. IV, 1940. Anche nel nostro lavoro cit. in (5) l'anomalia di questa classe era rilevata per i decessi avvenuti in Roma nel 1925-27.

(22) R. Benini, *Principi di demografia*, G. Barbera, Firenze 1901, pag. 41.

dell'uomo protetta contro l'inclemenza delle stagioni in tutte le età, fuori della prima infanzia e della vecchiaia ».

Altre caratteristiche differenziali tra i due sessi si hanno guardando la moda che per i maschi si conserva quasi costantemente nel febbraio — ad eccezione dei nati morti illegittimi che preferiscono il mese di aprile e per i morti di età 15-30 già considerati — mentre per le femmine essa è sette volte in marzo e sei volte in febbraio, escludendo gli altri mesi.

Rileviamo, infine, che la diminuizione della mutabilità nella classe dei morti di 70 e più anni, riconferma la sensibile influenza che su essi ha l'inclemenza invernale; la classe di morti con minima mutuabilità è quella tra 1-5 anni, forse per il peso che esercita la mortalità dei bambini di 2 e 3 anni, i quali risentono, almeno apparentemente, più di quanto non lo dimostrino quelli di età 0-1, l'influenza della stagionalità; diciamo apparentemente in quanto le cifre mensili dei morti mascherano evidentemente (per effetto di compensi) la sensibilità dei neonati ad alcune cause che esercitano la loro maggiore virulenza nei vari mesi dell'anno ([23]).

9. — Riassunto e conclusione. — In questa Nota abbiamo fatto un riesame dei vari indici, introdotti dal Gini, per lo studio della mutabilità delle serie rettilinee, cicliche e sconnesse, e dello scarto trigonometrico medio da me introdotto per lo studio della mutabilità nel solo caso delle serie cicliche.

Abbiamo ricordato:

a) gli scostamenti medi, che si fondano sulla media dei valori algebrici delle diversità tra un caso e gli altri, rappresentano indici della asimmetria, rispetto ai singoli casi, del sistema dei casi che costituiscono la serie;

b) le differenze medie, che si fondano sulla media aritmetica dei valori assoluti (o sulla media quadratica) delle diversità tra un caso e gli altri, rappresentano indici delle reciproche distanze tra i casi che costituiscono il sistema della serie;

---

(23) Cfr. la mutabilità dei morti in Roma a 0, a 1, a 2, a 3, a 4 anni di età nel nostro lavoro cit. in (3). Anche G. von Mayr (in *Statistik und Gesellschaftslehre*, Vol. II, Tubingen 1926, pagg. 339-342, esamina i decessi secondo i mesi e la classe di età, però manca qualunque elaborazione metodologica della mutabilità delle relative serie.

c) lo scarto trigonometrico medio, che è la media aritmetica (ponderata) degli scostamenti trigonometrici tra le modalità della serie e la modalità media, nel senso meccanico, dà un indice della variabilità del carattere intorno a questo valor medio; il suo valore ha una semplice interpretazione meccanica messa in evidenza nel lavoro cit. in (5);

d) il rapporto R di concentrazione delle frequenze, essendo anche uguale alla differenza media delle frequenze divisa per il doppio della loro media aritmetica, è un indice di variabilità di queste frequenze (indipendentemente dalla distanza reciproca delle modalità alle quali si riferiscono quelle frequenze).

Questi vari indici misurano quindi aspetti diversi della variabilità delle serie cicliche, e la loro utilità è ben evidente.

Abbiamo osservato, però, che a parità di reciproca distanza media (Δ) o a parità della risultante ($= 1 - S_T$) dei vettori, di modulo uguale agli y_k, che dal centro della circonferenza vanno ai punti immagini delle modalità della serie, deve considerarsi una serie più mutabile di un'altra quando i casi che in essa si presentano hanno una maggiore attitudine, come dice il Gini, ad assumere tutte le modalità della serie, cioè quando in essa la concentrazione delle frequenze è minore.

Per la misura di questo aspetto più generale della mutabilità delle serie cicliche, in questa Nota abbiamo proposto due indici di mutabilità relativa, e cioè v e ν secondo che si parta da S_T o da Δ_R (o, eventualmente, da qualche altra differenza media).

v e ν acquistano il valore massimo 1 soltanto nel caso di uniforme distribuzione delle frequenze tra tutte le modalità che il carattere può assumere; in tutti gli altri casi, v e ν sono sempre minori dell'unità; acquistano i valori dati dalle (17) e (18), prossimi a $\frac{1}{2}$ (tranne per ν che si allontana da $\frac{1}{2}$ al crescere del numero s delle modalità) quando si ha uniforme distribuzione delle frequenze tra due modalità opposte; acquista il valore 0 quando le frequenze sono concentrate tutte in una sola modalità.

È difficile stabilire una relazione tra v e ν perchè tale difficoltà esiste tra S_T e Δ_R; in ogni modo una relazione costante tra v e ν, qualunque sia il tipo del fenomeno che dà luogo a serie ciclica, non esiste in quanto la cograduazione tra i valori

ottenuti per essi nei casi concreti esaminati, pur essendo molto forte (e alle volte proprio uguale all'unità) varia da fenomeno a fenomeno.

Il calcolo di v è certamente più rapido di quello di ν se si conoscono i valori di sen $t\frac{2\pi}{s}$ e cos $t\frac{2\pi}{s}$ (per $t = 1, 2, \ldots, s-1$) così come nel caso molto comune di $s = 7$ e di $s = 12$ (cfr. loc. cit. (3)); inoltre esso determina per via due elementi di utile conoscenza e cioè la media, in senso meccanico, e il modulo della risultante dei vettori rappresentativi delle modalità e frequenze della serie; inoltre la sua espressione è continua e derivabile rispetto a tutti gli elementi che in essa figurano e ciò fa sì che negli sviluppi matematici essa si presta meglio di quella di ν.

Questi potrebbero essere elementi preferenziali. Lo stesso significato meccanico di S_T e quello geometrico di R credo che autorizzi a ritenere significativi i confronti tra i valori di v ottenuti per serie diverse, anche di diverso numero di modalità, mentre il confronto in base a ν, che contiene Δ, urta contro difficoltà logiche messe in evidenza dal Gini. Infine c'è da tener conto dell'osservazione fatta nel n. 5 la quale contribuisce a dare una maggiore preferenza a v.

Con le numerose applicazioni fatte si è cercato di lumeggiare dapprima la relazione tra v, ν, S_t, Δ e R (cfr. Tav. V e VI), e la diversa ampiezza del campo di variazione di v e di ν; inoltre si e cercato di studiare i seguenti aspetti:

1) comportamento dei vari Stati esaminati circa la mutabilità dei matrimoni, delle nascite e dei morti, sempre secondo i mesi dell'anno;

2) in quali mesi cade prevalentemente la modalità media, in senso meccanico, dei tre fenomeni esaminati, ed abbiamo visto che, su 19 Stati, quasi tutti i mesi dell'anno sono rappresentati come modalità media dei matrimoni, mentre le modalità medie delle nascite cadono in solo sette mesi — con prevalenza per marzo, aprile e maggio — e le modalità medie dei morti cadono in solo cinque mesi, con prevalenza in febbraio, marzo e ottobre;

3) se esiste cograduazione tra la mutabilità dei tre fenomeni citati, e abbiamo visto che essa è nulla tra matrimoni e

nascite, leggermente positiva tra nascite e morti e tra matrimoni e morti;

4) quanti mesi di intervallo intercedono tra la modalità media delle nascite in confronto a quella dei matimoni;

5) come varia la mutabilità delle serie dei decessi secondo alcune cause di morte, mettendo in rilievo la sensibile influenza di queste cause, tanto sulla mutabilità quanto sulla modalità media (nel senso che questa varia da causa a causa di morte);

6) come varia la mutabilità delle serie dei nati vivi legittimi, dei nati vivi illegittimi, dei nati morti legittimi, dei nati morti illegittimi, dei morti di 0 — 1 anni legittimi e illegittimi separatamente, dei morti 1 — 5 anni, 5 — 15 anni, 15—30 anni, 30 — 60 anni, 70 e più anni, tenendo distinti per ciascun gruppo, i maschi dalle femmine. Ciò ha permesso di vedere le caratteristiche differenziali tra queste serie tanto agli effetti della mutabilità, quanto delle medie, della moda e dell'antimoda.

Si è potuto così approfondire lo studio di queste distribuzioni secondo i mesi dell'anno, con adeguati mezzi metodologici, pervenendo a riconferme o a nuove deduzioni e precisazioni in confronto a quanto avevano scritto precedenti autori.

ELIO MARSEGUERRA

Su alcuni valori caratteristici delle serie cicliche trattate con metodo continuo

Il Gini e la sua scuola (1) si sono occupati del problema di estendere alla serie cicliche i concetti e i procedimenti propri delle seriazioni; in particolare il Gini, in collaborazione con il Galvani, ha esteso il comune concetto di valore medio e ha dato indici opportuni per la misura della mutabilità delle suddette serie cicliche. Il metodo adottato è stato quello discontinuo: si è infatti rappresentata la serie ciclica mediante punti di una circonferenza, corrispondenti alle singole modalità della serie, affetti da pesi (nel più lato senso matematico) proporzionali alle frequenze del carattere.

---

(1) C. Gini: *Variabilità e mutabilità*, in «Studi economico-giuridici» a cura della Facoltà di Giurisprudenza dell'Università di Cagliari, Anno 1912.

C. Gini: *Di una estensione del concetto di scostamento medio e di alcune applicazioni alla misura della variabilità dei caratteri qualitativi* in «Atti dell'Istituto Veneto di Scienze, Lettere ed Arti» 1917-18 Tomo LXXVII, Parte II.

C. Gini e Luigi Galvani: *Di talune estensioni dei concetti di media ai caratteri qualitativi* in «Metron», Vol. VIII, nn. 1-2.

T. Salvemini: *Di uno scarto trigonometrico medio nel caso delle serie cicliche* in Atti del 2° Congresso dell'Unione Matematica Italiana, Bologna, Aprile 1940.

T. Salvemini: *Sullo scarto trigonometrico* «Atti della V riun. della Soc. Ital. di Stat.», Roma, 1943.

G. Pietra: *The Theory of statistical relations with special reference to cyclical series* in «Metron» Volume IV, 1925.

Gli Autori poi, al fine di dare generalità ai concetti che hanno introdotto, hanno considerato continua quella parte di ciclo entro cui cadeva il valore caratteristico che di volta in volta intendevano determinare: questa continuità veniva ottenuta considerando oltrechè le modalità iniziali (effettive) e le concomitanti (introdotte per rendere la serie equispaziata), tutte le altre modalità (di conto) a scostamento non intero atte a rendere continua la parte in questione del ciclo di mutabilità del carattere. A tutte le modalità non effettive così introdotte si faceva corrispondere una frequenza nulla (o, più generalmente, un peso nullo).

In questa Memoria ci proponiamo invece di adattare il metodo di ricerca continuo agli studi di Gini-Galvani, intendendo con ciò considerare in partenza continuo l'intero ciclo, senza peraltro concentrare i pesi in alcuni punti particolari del ciclo stesso.

1. — Cominciamo col supporre il ciclo continuo: si intende comunemente con ciò che il ciclo è costituito, anzichè di un numero finito di modalità, di un insieme continuo di modalità alla generica X delle quali compete (dizione poco esatta dal punto di vista matematico ma espressiva) una frequenza infinitesima $f(x)\,dx$. Rappresentata la serie ciclica su una circonferenza e detto x il punto corrispondente alla modalità X, l'archetto infinitesimo compreso fra x e $x + dx$ è affetto da una densità $f(x)$. In sostanza dunque, da un punto di vista meccanico, la serie ciclica è rappresentata, anzichè da un insieme discreto di punti di una circonferenza aventi determinate masse, da tutta una circonferenza sulla quale sia distribuita una certa massa con densità $f(x)$. Vari cultori di statistica matematica si sono occupati della ricerca di funzioni, analitiche o trascendenti, atte caso per caso ad essere espressioni della suddetta $f(x)$: noi nel seguito ci limiteremo dapprima a supporre che la funzione $f(x)$ soddisfi ai requisiti di carattere generale richiesti e passeremo poi ad esaminare alcune ipotesi che su di essa possono farsi. Allo scopo di rendere la rappresentazione continua della serie ciclica il più possibile aderente alla rilevazione statistica effettuata, operiamo nel seguente modo. Assegnata una serie ciclica ad n modalità (supponiamo equispaziate) fissiamo ad arbitrio una moda-

lità come iniziale: sia f_i la frequenza del carattere nella modalità i-esima ($i = 1, 2, \ldots, n$) e supponiamo f_i sempre positiva o nulla. Presa una circonferenza e assegnati su di essa l'origine O e il verso positivo (l'antiorario) di percorrenza, dividiamo la circonferenza a partire dal punto O' opposto ad O in n parti uguali mediante punti le cui distanze sulla circonferenza (ascisse curvilinee) da O sono $d_i = -\pi + 2\frac{i}{n}\pi$. Indichiamo poi con x_i il punto di ascissa (curvilinea) d_i, sia cioè $x_i = -\pi + 2\frac{i}{n}\pi$. Rappresentiamo a questo punto la serie ciclica sulla circonferenza in modo che alla i-esima modalità corrisponda l'arco i-esimo ($i = 1, 2, \ldots, n$), limitato dai punti $x_{i-1} \dashv x_i$. Questa rappresentazione farà corrispondere, ad es., alla modalità Lunedì del ciclo dei giorni della settimana un certo arco di circonferenza. Se noi poi pensiamo al Lunedì come ad un lasso di tempo, costituito quindi di tanti istanti di tempo compresi fra le ore zero e le ore 24 del Lunedì stesso, se noi in sostanza operiamo una « diluizione » del Lunedì in modo che a ciascun istante di tempo corrisponda un ben determinato punto dell'arco di circonferenza, noi abbiamo la possibilità di supporre la frequenza del carattere nel Lunedì distribuita in tutto l'arco di circonferenza che al Lunedì corrisponde, in modo che sia $f(x)$ la densità del carattere corrispondente all'archetto infinitesimo compreso fra x e $x + dx$. In generale quindi, detta f_i la frequenza che compete a tutto l'arco i-esimo, la funzione densità $f(x)$ deve soddisfare alla condizione, per qualunque valore di i da 1 a n

$$\int_{x_{i-1}}^{x_i} f(x)\,dx = f_i$$

Questa è una prima condizione per la $f(x)$: la natura del problema richiede poi che essa sia periodica con periodo 2π e ciò perchè la distribuzione deve essere la stessa qualunque modalità del ciclo si assuma come iniziale. Nel seguito dunque supporremo la funzione $f(x)$ quasi continua (1), periodica con periodo

(1) Una funzione $f(x)$ si dice quasi-continua nell'intervallo in cui è definita quando è continua, eccettuati al più un'infinità numerabile di punti.

2π e soddisfacente alla precedente condizione (per $i = 1, 2, \ldots n$)

$$\int_{x_{i-1}}^{x_i} f(x)\, dx = f_i$$

Introduciamo a questo punto la funzione di ripartizione della $f(x)$ $(-\pi \leq x \leq \pi)$

$$F(x) = \int_{x_{i-1}}^{x_i} f(y)\, dy$$

si ha subito

$$F(-\pi) = 0\,,\quad F(x_k) - F(x_{k-1}) = f_k\,,\quad F(\pi) = \int_{-\pi}^{\pi} f(y)\, dy.$$

Posto

$$F(x_k) = \sum_{i=1}^{n} f_i = F_k\,,\quad \int_{-\pi}^{\pi} f(y)\, dy = \sum_{i=1}^{n} f_i = \mu_0$$

si ha dunque

$$F_k - F_{k-1} = f_k\,,\quad F(\pi) = \mu_0$$

La supposta periodicità della $f(x)$ comporta che si può scrivere

$$F(x) = ax + b + \varphi(x)$$

dove a, b sono costanti da determinare, $\varphi(x)$ è una funzione continua e periodica con periodo 2π, cioè del tipo

$$\varphi(x) = \sum_{k=1}^{k=\infty} (a_k \cos kx + b_k \operatorname{sen} kx)$$

Non è difficile far vedere che deve essere

$$a = -\frac{\mu_0}{2\pi}\,,\quad b = \frac{\mu_0}{2} - \varphi(\pi)\,,\quad \varphi(\pi) = \sum_{k=1}^{\infty} (-1)^k a_k$$

$$a_k = -\frac{1}{\pi}\int_{-\pi}^{\pi} f(x) \operatorname{sen} kx\, dx\,,\ b_k = \frac{1}{\pi}\int_{-\pi}^{\pi} f(x) \cos k\, x\, dx$$

Posto $-\varphi(\pi) = \frac{1}{2} a_0$, risulta $b = \frac{\mu_0}{2} + \frac{1}{2} a_0$ e quindi

$$F(x) = \frac{\mu_0}{2}\left(\frac{x}{\pi} + 1\right) + \frac{1}{2} a_0 + \varphi(x)$$

Nel caso di uniforme distribuzione in tutto il ciclo, in cui risulta $f(x) = \frac{\mu_0}{2\pi}$, la funzione di ripartizione diventa

$$F(x) = = \frac{\mu_0}{2}\left(\frac{x}{\pi} + 1\right).$$

Possiamo dunque affermare che in generale la funzione di ripartizione $F(x)$ è costituita della funzione di ripartizione relativa alla equidistribuzione e di una parte periodica e variabile con la natura della distribuzione considerata. Si ha inoltre, all'infuori di un insieme di punti di misura nulla

$$f(x) = \frac{d\,F(x)}{dx} = \frac{\mu_0}{2\pi} + \sum_{k=1}^{\infty} (-a_k \operatorname{sen} kx + b_k \cos kx)$$

Notiamo infine che

$$f(2\pi + x) = f(x)\,,\quad F(2\pi + x) = F(x) + \mu_0\,.$$

2. — Ciò posto, passiamo alla questione della ricerca della media aritmetica di una serie ciclica. Poichè, come Gini-Galvani hanno messo in evidenza (1), non c'è luogo nelle serie cicliche a parlare di media aritmetica nel senso classico, ma soltanto a ricercare modalità che soddisfino a proprietà caratteristiche della media stessa, noi ci riferiremo particolarmente a quella modalità che costituisce un minimo per la somma dei quadrati delle diversità fra sè stessa e tutte le altre: a questa intenderemo riferirci quando useremo la dizione « media aritmetica » senza ulteriori precisazioni.

---

(1) C. Gini e L. Galvani: Vedi op. cit. a pag. 1.

3. — Ricerchiamo dunque intanto la modalità che soddisfi alla condizione di rendere minimo il momento secondo

$$\mu_2'(x) = \int_{-\pi}^{\pi} (XY)^2 f(y)\, dy$$

dove con (XY) intendiamo la diversità fra le due modalità rappresentate sulla circonferenza dal punto X e dal punto Y, di rispettive ascisse curvilinee x e y. Supponiamo per un momento

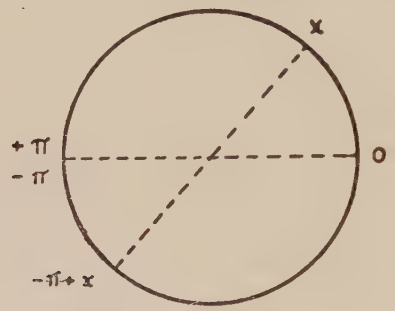


fig. 1

$x > 0$ e osserviamo (fig. 1) che, se y è compreso fra $-\pi$ e $-\pi + x$, i punti X, Y, O stanno in mezze circonferenze diverse, quindi $(XY) = 2\pi + y - x$; se invece y è compreso fra $-\pi + x$ e π, X, Y, O stanno in una mezza circonferenza e quindi

$$(XY) = y - x .$$

Possiamo allora scrivere

$$\mu_2(x) = \int_{-\pi}^{-\pi+x} (2\pi + y - x)^2 f(y)\, dy + \int_{-\pi+x}^{\pi} (y - x)^2 f(y)\, dy$$

È facile vedere che

$$\mu_2(x) = \mu_2(0) - 4\pi \int_{-\pi}^{-\pi+x} \varphi(y)\, dy \tag{1}$$

dove naturalmente

$$\mu_2(0) = \int_{-\pi}^{\pi} y^2 f(y)\, dy .$$

Alla stessa espressione per $\mu_2(x)$ si perviene anche se $x < 0$. La funzione $\mu_2(x)$ è dunque continua in tutti i punti, ad un sol valore e periodica con periodo 2π: la sua derivata

$$\mu_2'(x) = \frac{d\,\mu_2(x)}{dx} = -4\pi \cdot \varphi(-\pi + x)$$

è anch'essa continua, ad un sol valore e periodica con periodo 2π.

Può notarsi qui intanto una prima differenza fra il procedimento discontinuo di Gini-Galvani e il procedimento continuo:

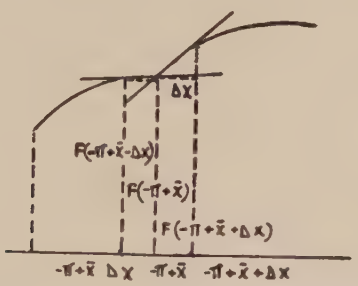


fig. 2

il primo porta ad una funzione $\mu_2(x)$ continua ma a derivata non continua (si ottiene infatti una successione di parabole), il secondo ad una funzione continua e a derivata continua: ciò qualunque sia la funzione $f(x)$ scelta, purchè soddisfacente alle generiche condizioni poste.

Nel caso di uniforme distribuzione delle frequenze si ha $\varphi(x) = 0$ e quindi $\mu_2(x) = \mu_2(0) = \frac{\pi^2}{3}$: in questo caso ovviamente ogni valore di x è minimo per $\mu_2(x)$ e quindi ogni modalità è media aritmetica. Esclusa tale banale eventualità, affrontiamo il problema della determinazione del minimo assoluto della $\mu_2(x)$. Poichè, come si vede facilmente, tale minimo va ricercato fra i punti che annullano la derivata $\mu_2'(x)$ e poichè la derivata seconda $\mu_2''(x)$ non è una funzione continua, cominciamo intanto a ricercare quei punti x che annullino la $\mu_2'(x)$ e tali che, nello intorno di essi, la $\mu_2'(x)$ passi da valori negativi a valori positivi. Un punto x è di tal fatta quando (fig. 2),

per $\Delta x > 0$

$$\begin{cases} -4\pi\varphi(-\pi+x) = -4\pi\left\{F(-\pi+x) - \frac{\mu_0}{2\pi}x - \frac{1}{2}a_0\right\} = 0 \\ -4\pi\cdot\varphi(-\pi+x-\Delta x) = -4\pi\left\{F(-\pi+x-\Delta x) - \right. \\ \qquad \left. -\frac{\mu_0}{2\pi}x + \frac{\mu_0}{2\pi}\Delta x - \frac{1}{2}a_0\right\} < 0 \\ -4\pi\cdot\varphi(-\pi+x+\Delta x) = -4\pi\left\{F(-\pi+x+\Delta x) - \right. \\ \qquad \left. -\frac{\mu_0}{2\pi}x - \frac{\mu_0}{2\pi}\Delta x - \frac{1}{2}a_0\right\} > 0 \end{cases}$$

Sottraendo la prima dalla seconda e dalla terza condizione si ha:

$$-4\pi\left\{F(-\pi+x-\Delta x) - F(-\pi+x) + \frac{\mu_0}{2\pi}\Delta x\right\} < 0$$

$$-4\pi\left\{F(-\pi+x+\Delta x) - F(-\pi+x) - \frac{\mu_0}{2\pi}\Delta x\right\} > 0$$

o anche

$$\frac{F(-\pi+x) - F(-\pi+x-\Delta x)}{\Delta x} < \frac{\mu_0}{2\pi} \quad ,$$

$$\frac{F(-\pi+x+\Delta x) - F(-\pi+x)}{\Delta x} < \frac{\mu_0}{2\pi}$$

Ma, a meno di infinitesimi di ordine superiore al primo,

$$\frac{F(-\pi+x) - F(-\pi+x-\Delta x)}{\Delta x} = \lim_{\Delta x \to 0} d\ F'(-\pi+x)$$

$$\frac{F(-\pi+x+x) - F(-\pi+x)}{\Delta x} = \lim_{\Delta x \to 0} s\ F'(-\pi+x)$$

dove con i simboli $\lim_{\Delta x \to 0} d\ F'(-\pi+x)$, $\lim_{\Delta x \to 0} s\ F'(-\pi+x)$ intendiamo le derivate rispettivamente sinistra e destra della

$F(-\pi+x)$. I punti x cercati sono pertanto radici delle disuguaglianze:

$$(2)\quad \lim_{\Delta x \to 0} d\ F'(-\pi+x) < \frac{\mu_0}{2\pi} \quad , \quad \lim_{\Delta x \to 0} s\ F'(-\pi+x) < \frac{\mu_0}{2\pi}$$

Naturalmente, se il punto $-\pi + x$ non è di discontinuità per la funzione $f(x)$, la precedente condizione è unica. Alle condizioni (2) bisogna aggiungere quella che x sia radice della equazione $\varphi(-\pi + x) = 0$, o anche

$$F(-\pi + x) = \frac{\mu_0}{2\pi} x + \frac{1}{2} a_0.$$

Posto $y = -\pi + x$, il punto x è diametralmente opposto sulla circonferenza a quello y che soddisfa all'equazione

$$F(y) = \frac{\mu_0}{2}\left(\frac{y}{\pi} + 1\right) + \frac{1}{2} a_0$$

che è cioè punto d'incontro delle due curve

$$z = F(y) \quad , \quad z = \frac{\mu_0}{2}\left(\frac{y}{\pi} + 1\right) + \frac{1}{2} a_0.$$

In coordinate cartesiane, la prima è la curva di ripartizione, la seconda è una retta parallela alla retta di equidistribuzione: poichè il coefficiente direttivo della retta stessa è $\frac{\mu_0}{2\pi}$ e i coefficienti direttivi delle tangenti alla curva di ripartizione sono proprio le derivate sinistra e destra già nominate, le condizioni (2) ci dicono che danno luogo a minimi relativi per la $\mu_2(x)$ quei punti y di incontro fra retta e curva di ripartizione nell'intorno dei quali la retta passa dal disotto al disopra della curva. Almeno un punto di minimo per $\mu_2(x)$ con la precedente ricerca si ottiene sempre perchè questa è continua ed è periodica con periodo 2π. Una volta determinati i valori fra i quali va cercato quello di minimo assoluto per $\mu_2(x)$, non è difficile ovviamente per via analitica trovare quello che è il minimo assoluto. Ciò fatto, se si vuole che il punto $\bar{x}_A$ di minimo assoluto sia sempre compreso fra $-\pi$ e π, basta, una volta determinato il valore $\bar{y}_A$, considerare il valore $\bar{x}_A$ dato da

$$\bar{x}_A = \pi + \bar{y}_A \text{ se } \bar{y}_A < 0,\ \bar{x}_A = -\pi + \bar{y}_A \text{ se } \bar{y}_A > 0$$

cioè in ogni caso il valore diametralmente opposto ad $\bar{y}_A$. È in

tale modo facilmente determinabile, per via grafico-analitica, la media aritmetica $\bar{x}_A$ della serie ciclica che si studia, non appena si siano imposte alla $f(x)$ tutte quelle condizioni che permettano di determinarla. Riepilogando brevemente, rappresentata graficamente la retta $y = \frac{\mu_0}{2}\left(\frac{x}{\pi} + 1\right) + \frac{1}{2}\, a_0$, parallela alla retta di equidistribuzione, e la curva di ripartizione $y = F(x)$, sono minimi i simmetrici di quei punti d'incontro della retta e della curva nell'intorno dei quali la retta passa dal disotto al disopra della curva. Una volta determinati tali punti, si determina mediante l'espressione analitica di $\mu_2(x)$ il valore $\bar{x}_A$ che rende minimo in senso assoluto il momento secondo $\mu_2(x)$.

4. — Fra le notevoli proprietà cui la media aritmetica per seriazioni soddisfa è quella di annullare la somma degli scostamenti fra sè stessa e le altre modalità: Gini-Galvani hanno già fatto vedere (vedi opera più volte citata) e immediatamente si ritrova qui che alla stessa proprietà soddisfa la media per serie cicliche. Il momento primo $\mu_1(x)$ è definito dalla relazione

$$\mu_1(x) = \int_{-\pi}^{\pi} (XY)\, f(y)\, dy .$$

Risolvendo l'integrale a secondo membro in maniera del tutto analoga a quanto fatto per $\mu_2(x)$, si trova

$$\mu_1(x) = 2\,\pi \,.\, \varphi(-\pi + x)$$

Questa relazione mette in evidenza che il momento primo è, a meno di costanti, la $\mu_2'(x)$ e quindi che un valore $\bar{x}_A$ che rende minimo $\mu_2(x)$ annulla $\mu_1(x)$. Si osservi che la $\mu_1(x)$ è una funzione continua, ma non necessariamente derivabile in tutti i punti: il procedimento discontinuo portava ad una funzione discontinua. Prima di finire osserviamo che, nell'ipotesi di distribuzione uniforme in tutto il ciclo, il momento primo è sempre nullo.

5. — Una seconda proprietà della media aritmetica per seriazioni si riferisce al suo significato meccanico: rappresentata la seriazione mediante punti di una retta affetti da determinate masse, la media aritmetica è il baricentro del suddetto sistema

di masse. La estensione alle serie cicliche in base a questa proprietà non è possibile perchè, rappresentate le modalità con punti di una circonferenza affetti da masse, il baricentro del sistema cade sempre (salvo il caso banale $f_i = 0$ per ogni valore di i) fuori della circonferenza. Consideriamo però un qualsivoglia sistema costituito da punti di una figura (che per semplicità supponiamo piana) affetti da masse e chiamiamo *centro di sospensione* del sistema il punto *della figura* che rende minima la media ponderata

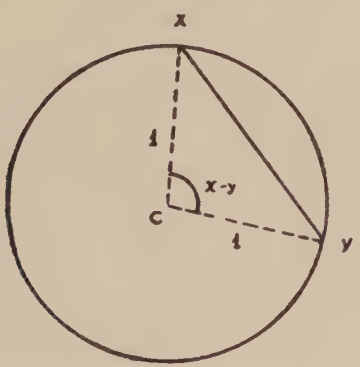


fig. 3

dei quadrati delle distanze fra sè stesso e tutti i punti del sistema di masse. Poichè nel caso di allineamento di masse su una retta il centro di sospensione coincide con il baricentro del sistema, possiamo dire che la media aritmetica per seriazioni è il centro di sospensione del sistema di masse che alla seriazione corrisponde. Così posta, la proprietà meccanica è immediatamente estendibile alle serie cicliche: rappresentata la serie ciclica mediante punti di una circonferenza affetti da masse, media aritmetica nel significato meccanico è il centro di sospensione della circonferenza.

Passiamo alla determinazione di questo centro di sospensione: detta x l'ascissa curvilinea del centro X di sospensione e detta y l'ascissa di un generico punto Y della circonferenza, il quadrato della distanza $\overline{XY}$ (fig. 3) vale

$$d^2(XY) = 2 \{1 - \cos(x - y)\}$$

e quindi la somma dei quadrati che X deve minimare è

$$S(x) = 2 \int_{-\pi}^{\pi} [1 - \cos(x - y)] f(y)\, dy.$$

Si ha immediatamente

$$\frac{dS(x)}{dx} = S'(x) = 2 \int_{-\pi}^{\pi} \operatorname{sen}(x - y) f(y)\, dy =$$

$$= 2 \left\{ \operatorname{sen} x \int_{-\pi}^{\pi} f(y) \cos y\, dy - \cos x \int_{-\pi}^{\pi} f(y) \operatorname{sen} y\, dy \right\},$$

$$\frac{d^2S(x)}{dx^2} = S''(x) = 2 \int_{-\pi}^{\pi} f(y) \cos(x - y)\, dy =$$

$$= 2 \left\{ \operatorname{sen} x \int_{-\pi}^{\pi} f(y) \operatorname{sen} y\, dy + \cos x \int_{-\pi}^{\pi} f(y) \cos y\, dy \right\}.$$

Pertanto il punto X cercato è tale che

$$\operatorname{sen} x \int_{-\pi}^{\pi} f(y) \cos y\, dy - \cos x \int_{-\pi}^{\pi} f(y) \operatorname{sen} y\, dy = 0$$

$$\operatorname{sen} x \int_{-\pi}^{\pi} f(y) \operatorname{sen} y\, dy + \cos x \int_{-\pi}^{\pi} f(y) \cos y\, dy > 0$$

o anche

$$(3) \qquad tg\, x = \frac{\displaystyle\int_{-\pi}^{\pi} f(y) \operatorname{sen} y\, dy}{\displaystyle\int_{-\pi}^{\pi} f(y) \cos y\, dy} = -\frac{a_1}{b_1}$$

$$\operatorname{sen} x \int_{-\pi}^{\pi} f(y) \operatorname{sen} y \, dy + \cos x \int_{-\pi}^{\pi} f(y) \cos y \, dy =$$

$$= b_1 \cos x - a_1 \operatorname{sen} x > 0 .$$

Se $a_1 = b_1 = 0$, qualunque punto della circonferenza è centro di sospensione e quindi media aritmetica: ciò accade, ad es., nel caso di uniforme distribuzione delle frequenze in tutto il ciclo. Se $b_1 = 0$, si ha $tgx = \infty$ e quindi $x = \pm \frac{\pi}{2}$: poichè poi deve essere $a_1 \operatorname{sen} x < 0$, in definitiva $x = -\frac{a_1}{|a_1|} \cdot \frac{\pi}{2}$. Se ciò non accade, deve essere $\frac{\cos x}{b_1} > 0$ quindi, detto α l'arco minimo $(-\pi \leqslant \alpha \leqslant \pi)$ che soddisfa alla (3), sarà

$$x = \alpha \quad \text{se} \quad \begin{cases} b_1 > 0 ; & -\frac{\pi}{2} < \alpha < \frac{\pi}{2} \\ b_1 < 0 ; & -\pi \leqslant \alpha < -\frac{\pi}{2} \quad , \quad \frac{\pi}{2} < \alpha \leqslant \pi \end{cases}$$

$$x = \alpha - \frac{\alpha}{|\alpha|}\pi \quad \text{se} \quad \begin{cases} b_1 > 0 ; & -\pi \leqslant \alpha < -\frac{\pi}{2} \quad , \quad \frac{\pi}{2} < \alpha \leqslant \pi \\ b_1 < 0 ; & -\frac{\pi}{2} < \alpha < \frac{\pi}{2} \end{cases}$$

Osserviamo a questo punto che la funzione che il Salvemini [1] assume come diversità fra le modalità è il quadrato delle distanze dei punti modalità (distanze rettilinee) sulla circonferenza, e lo scarto trigonometrico medio è, a meno di costanti, la somma dei quadrati di tali distanze, cioè il nostro $S(x)$: ciò comporta che X, punto di minimo per $S(x)$, è lo stesso punto di minimo determinato dal Salvemini: poichè poi quest'ultimo ha fatto vedere che questo punto altro non è che la media meccanica cui si perviene in Gini-Galvani, il nostro X è in definitiva la media meccanica così come è intesa da Gini-Galvani.

---

(1) T. Salvemini: Vedi *Opera citata* nella nota (1) della pag. 71.

La media meccanica non coincide in generale con la media aritmetica precedentemente determinata; di ciò ci si può rendere immediatamente conto considerando che la seconda rende minima la somma dei quadrati delle distanze *curvilinee* fra i punti modalità, la prima la somma dei quadrati delle analoghe distanze *rettilinee*: le due medie sono molto vicine nel caso in cui le frequenze sono concentrate tutte in poche modalità successive. È interessante far notare che, se la distribuzione delle frequenze è tale che si possa porre

$$f(x) = \frac{\mu_0}{2\pi} - a_1 \operatorname{sen} x + b_1 \cdot \cos x$$

media meccanica e media aritmetica coincidono.

Riepilogando, arriviamo a questo risultato: se come diversità fra modalità si assume con Gini-Galvani l'arco minimo congiungente i punti della circonferenza che rappresentano le modalità, la media aritmetica rende minimo lo scarto quadratico e annulla lo scarto semplice, non coincidendo in genere con la media meccanica; se invece come diversità fra modalità si assume la distanza rettilinea fra i due punti della circonferenza rappresentanti le modalità, la media aritmetica rende minimo lo scarto quadratico medio (scarto trigonometrico del Salvemini) e soddisfa alla proprietà meccanica, senza annullare lo scarto semplice. Ci si trova quindi di fronte a due modalità, ciascuna delle quali soddisfa a due delle proprietà della media aritmetica classica; a nostro avviso però è preferibile la prima definizione (quella di Gini-Galvani) di diversità e conseguentemente far ricorso alla media aritmetica non meccanica.

6. — La ricerca della mediana in base alla nota proprietà di minimizzare la somma dei moduli degli scarti non presenta nel continuo particolari difficoltà teoriche.

Posto $\vartheta(x) = \int_{-\pi}^{\pi} |XY| f(y)\, dy$ si ottiene facilmente

$$\vartheta(x) = 2 \int_{-\pi+x}^{x} F(y)\, dy - x\, \mu_0 - \pi \cdot a_0 = \frac{\pi}{2} \mu_0 + 2 \int_{-\pi+x}^{x} \varphi(y)\, dy$$

e quindi per la derivata

$$\vartheta'(x) = 2\left[F(x) - F(-\pi + x) - \frac{\mu_0}{2}\right] = 2\,[\varphi(x) - \varphi\,(-\pi + x)]$$

Punti di minimo per $\vartheta(x)$ sono da ricercarsi fra quelli che soddisfano alla relazione

$$F(x) = F\,(-\pi + x) + \frac{\mu_0}{2}\,.$$

Rappresentate graficamente le curve $y = F(x)$ e $y = F\,(-\pi + x) + \frac{\mu_0}{2}$ (la seconda curva si ottiene dalla prima con una doppia traslazione di π nel senso delle ascisse e di $\frac{\mu_0}{2}$ nel senso delle ordinate) sono punti di minimo per $\vartheta(x)$ quei punti d'incontro delle due curve nell'intorno dei quali la prima passa dal disotto al disopra della seconda. Trovati i minimi relativi, l'espressione analitica di $\vartheta(x)$ permette di determinare il minimo assoluto.

7. — Prima di procedere, vogliamo mettere in evidenza che non presenta difficoltà la determinazione della differenza puntuale fra le curve $\mu_2(x)$, $\mu_1(x)$, $\vartheta(x)$ cui si perviene con il procedimento discontinuo e le curve analoghe cui si perviene con il procedimento continuo: queste si presentano come vere e proprie curve perequatrici delle prime.

8. — È facile stabilire interessanti relazioni fra le funzioni $\mu_2(x)$, $\mu_1(x)$, $\vartheta(x)$. Intanto si ha

$$\vartheta(x) + \vartheta(-\pi + x) = \pi \cdot \mu_0\,;$$

in altri termini è costante la somma dei valori della funzione $\vartheta(x)$ in due punti opposti del ciclo; segue che, se il punto $\bar{x}_M$ è di minimo per $\vartheta(x)$, il punto diametralmente opposto $-\pi + \bar{x}_M$ è di massimo: ciò era stato già osservato da Gini-Galvani. Inoltre, poichè

$$\vartheta(x) - \vartheta(-\pi + x) = 2\,\vartheta(x) - \pi\,\mu_0$$

detto $\bar{x}_M$ il valore che rende minima $\vartheta(x)$, si ha $\vartheta(\bar{x}_M) \leqslant \frac{\pi}{2}\mu_0$.

Il valore massimo $\frac{\pi}{2}\mu_0$ non è raggiunto in un sol caso: lo è, ad esempio, nel caso di equidistribuzione. Si ha anche

$$\int_{-\pi}^{\pi} \vartheta(x)\,dx = \pi^2 \cdot \mu_0$$

Passando alla $\mu_2(x)$, osserviamo che

$$\frac{\mu_2(x) - \mu_2(-\pi + x)}{\pi} = 2\,\vartheta(x) - \pi \cdot \mu_0:$$

ciò comporta che, detto $\bar{x}_A$ il valore che rende minimo $\mu_2(x)$

$$2\,\vartheta(\bar{x}_A) - \pi\,\mu_0 \leqslant 0$$

e quindi

$$\vartheta(\bar{x}_A) \leqslant \frac{\pi}{2}\mu_0 . \tag{4}$$

Anche qui il valore massimo è raggiunto, fra l'altro, nel caso di equidistribuzione. È inoltre facile stabilire che

$$\mu_2(\bar{x}_A) \leqslant \frac{\pi^2}{3}\mu_0 , \tag{5}$$

il valore $\frac{\pi^2}{3}\mu_0$ essendo raggiunto anche nel caso di equidistribuzione. Quanto poi a $\mu_1(x)$, si vede subito che

$$\mu_1(\bar{x}_M) = \mu_1(-\pi + \bar{x}_M) \quad , \quad \int_{-\pi}^{\pi} \mu_1(x)\,dx = 0 ;$$

quest'ultima proprietà era stata, nel discontinuo, dimostrata da Gini-Galvani.

9. — Passiamo infine agli indici di mutabilità. Il fatto di aver soffermato la nostra attenzione su una sola media aritmetica ci permette intanto di proporre anche per le serie cicliche i classici scarto semplice medio, definito dalla relazione

$${}^1S\bar{x}_A = \frac{1}{\mu_0}\int |\bar{X}_A\,Y|\,f(y)^2\,dy = \frac{\vartheta(\bar{x}_A)}{\mu_0}$$

e scarto quadratico medio, definito dalla relazione

$$^2S\bar{x}_A = \sqrt{\frac{1}{\mu_0}\int_{-\pi}^{\pi}(\bar{X}_A\, Y)^2\, f(y)\, dy} = \sqrt{\frac{\mu_2(\bar{x}_A)}{\mu_0}}$$

Poichè $\vartheta(\bar{x}_A) \leqslant \frac{\pi}{2}\mu_0$ (form. 4), $\mu_2(\bar{x}_A) \leqslant \frac{\pi^2}{3}\mu_0$ (form. 5), si ha

$$0 \leqslant {}^1S\bar{x}_A \leqslant \frac{\pi}{2} \quad , \quad 0 \leqslant {}^2S\bar{x}_A \leqslant \frac{\pi}{\sqrt{3}}.$$

Osserviamo che i valori estremi assumibili dai predetti scarti sono indipendenti dal numero delle modalità della serie. Risultato analogo si ottiene anche per lo scarto semplice medio dalla mediana, definito dalla relazione

$$^1S\bar{x}_A = \frac{1}{\mu_0}\int_{\pi-}^{\pi}|\bar{X}_M Y|\, f(y)\, dy = \frac{o(\bar{x}_M)}{\mu_0}.$$

Infatti

$$0 \leqslant {}^2S\bar{x}_M \leqslant \frac{\pi}{2}.$$

Quanto poi allo scarto quadratico, tutto lascia supporre (e tutte le applicazioni fatte lo hanno confermato) che anche per esso

$$0 \leqslant {}^2S\bar{x}_M \leqslant \frac{\pi}{\sqrt{3}}.$$

Passando alle differenze medie semplice e quadratica, definite dalle relazioni

$$\Delta_R = \frac{1}{\mu_0^2}\int_{-\pi}^{\pi} f(x)\, dx \int_{-\pi}^{\pi}|XY|\, f(y)\, dy = \frac{1}{\mu_0^2}\int_{-\pi}^{\pi}\vartheta(x)\, f(x)\, dx;$$

$$\Delta_R = \sqrt{\frac{1}{\mu_0^2}\int_{-\pi}^{\pi} f(x)\,dx \int_{-\pi}^{\pi} (XY)^2 f(y)\,dy} = \frac{1}{\mu_0}\sqrt{\int_{-\pi}^{\pi} \mu_2(x)\, f(x)\,dx}$$

si ha ancora facilmente

$$0 \leqslant \Delta_R \leqslant \frac{\pi}{2} \quad , \quad 0 \leqslant {}^2\Delta_R \leqslant \frac{\pi}{\sqrt{3}}.$$

Notiamo infine che i valori massimi di ciascuno dei sei indici precedentemente presi in considerazione sono assunti, fra l'altro, anche nel caso di equidistribuzione.

10. — Tutti gli indici suddetti non assumono il massimo in un solo caso, ma in casi che sono essenzialmente diversi; si presenta quindi il problema del significato da dare al valore numerico che per una data serie si ottiene per tali indici. È ovvio che, perchè siano immediatamente confrontabili per più serie, gli indici di mutabilità debbono assumere il loro massimo in un solo caso: ciò consiglia a scartare, per la misura della mutabilità, gli indici fin qui introdotti e a proporne degli altri che soddisfino al requisito su accennato. Il Salvemini (1) ha fatto presente che caso di massima mutabilità per serie cicliche (intesa questa come attitudine del carattere ad assumere differenti modalità) va considerato il caso di equidistribuzione delle frequenze nelle varie modalità del ciclo ed ha a tal uopo proposto gli indici

$$\nu = \frac{\Delta_R + R}{\Delta_R} \quad , \quad v = \frac{S_T + R}{S_T}$$

dove Δ_R è la differenza media con ripetizione del carattere, S_T lo scarto trigonometrico medio, R il rapporto di concentrazione delle frequenze. Ha del pari il Salvemini fatto notare che l'indice R può essere sostituito con un altro qualunque indice di variabilità delle frequenze. Prendendo le mosse da tali osservazioni, indichiamo con

$$s = \frac{1}{2\pi}\int_{-\pi}^{\pi} \left| f(x) - \frac{\mu_0}{2\mu} \right| dx$$

---

(1) T. Salvemini: *Contributo allo studio della mutabilità delle serie cicliche*, in questo stesso volume di Metron.

lo scarto semplice medio delle frequenze,

$$\sigma = \sqrt{\frac{1}{2\pi}\int_{-\pi}^{\pi}\left[f(x) - \frac{\mu_0}{2\pi}\right]^2 dx}$$

lo scarto quadratico medio delle frequenze,

$$d_R = \frac{1}{4\pi^2}\int_{-\pi}^{\pi}\int_{-\pi}^{\pi} |\, f(x) - f(y)\,|\, dx\, dy$$

la differenza semplice media con ripetizione delle frequenze,

$${}^2d_R = \sqrt{\frac{1}{4\pi^2}\int_{-\pi}^{\pi}\int_{-\pi}^{\pi}[f(x) - f(y)]^2\, dx\, dy} = \sigma\sqrt{2}$$

la differenza quadratica media con ripetizione delle frequenze.

Ciò posto, proponiamo gli indici

$${}^1I_{\bar{x}_A} = \frac{{}^1S_{\bar{x}_A}}{1 + \frac{2\pi}{\mu_0}s}\,;\quad {}^2I_{\bar{x}_A} = \frac{{}^2S_{\bar{x}_A}}{\sqrt{1 + \frac{4\pi^2}{\mu_0^2}\sigma^2}}\,;\quad I_R = \frac{\Delta_R}{1 + \frac{2\pi}{\mu_0}d_R}\,;$$

$${}^2I_R = \frac{{}^2\Delta_R}{\sqrt{1 + \frac{4\pi^2}{\mu_0^2}\cdot {}^2d^2_R}}\,.$$

Questi indici variano fra i limiti fra i quali variano i numeratori ed assumono il massimo soltanto nel caso di equidistribuzione delle frequenze. All'indice R usato dal Salvemini abbiamo preferito gli indici s, σ, d_R, ${}^2d_R$ per ragioni di omogeneità nelle formule.

Risulta dunque

$$0 \leqslant {}^1I_{\bar{x}_A} \leqslant \frac{\pi}{2}\quad ;\quad 0 \leqslant {}^2I_{\bar{x}_A} \leqslant \frac{\pi}{\sqrt{3}}\quad ;\quad 0 \leqslant I_R \leqslant \frac{\pi}{2}\,;\quad 0 \leqslant {}^2I_R \leqslant \frac{\pi}{\sqrt{3}}$$

ed i valori massimi sono raggiunti *soltanto* nel caso di equidistribuzione.

11. — Tutte le considerazioni fin qui svolte sono del tutto indipendenti dalla forma della funzione $f(x)$, essendo sufficiente che essa sia quasi continua e periodica con periodo 2π. Cominciamo ora a prendere in considerazione un tipo di funzione di frequenza che può essere adoperata spesso in pratica: intendiamo parlare di una funzione $f(x)$ che sia costante a tratti, che assuma cioè lo stesso valore in tutta la zona $x_{i-1} \vdash\!\dashv x_i$. Ad es., se consideriamo la serie delle velocità del vento secondo le varie direzioni della rosa, la quantità che ci dà la velocità del vento nella direzione *SE* va ovviamente intesa come dovuta alla somma delle velocità del vento secondo le direzioni della porzione di rosa che ha come asse la direzione SE: unica ipotesi plausibile in questo caso si presenta quella di considerare uguali fra loro tutte le velocità relative alle direzioni di ciascuna porzione di rosa, supporre cioè la funzione $f(x)$ di frequenza costante in ogni zona del ciclo. Detta f_i la frequenza della i-esima modalità $(i = 1, 2, \ldots, n)$ e detto c_i il valore, che vogliamo sia costante, della $f(x)$ nella zona $x_{i-1} \vdash\!\dashv x_i$, la condizione

$$\int_{x_{i-1}}^{x_i} f(x)\,dx = f_i \quad \text{porta} \quad c_i \int_{x_{i-1}}^{x_i} dx = f_i, \quad \text{cioè} \quad c_i \cdot 2\,\frac{1}{n}\,\pi = f_i$$

o infine $c_i = \dfrac{n}{2\pi} f_i$. La funzione $f(x)$ viene ad essere rappresentata graficamente: in coordinate polari, da una successione di archetti di circonferenza il cui raggio è $\sqrt{\dfrac{n}{\pi} f_i}$; in coordinate cartesiane, da una successione di segmenti paralleli all'asse delle ascisse il generico dei quali ha distanza dall'asse stesso pari a $\dfrac{n}{2\pi} f_i$. La funzione di ripartizione è, in coordinate polari, una successione di archi di spirale d'Archimede, in coordinate cartesiane una spezzata, che facilmente si ottiene congiungendo i punti del piano di coordinate (x_i, F_i), avendo posto

$$F_i = F(x_i) = \int_{-\pi}^{x_i} f(x)\,dx = \sum_{h=1}^{i} f_h \,.$$

Ricordiamo a questo punto che la media aritmetica si desume dalle intersezioni della spezzata suddetta con la retta $y = \frac{\mu_0}{2}\left(\frac{x}{\pi} + 1\right) + \frac{1}{2} a_0$ parallela alla retta di equidistribuzione, dove ora $\frac{1}{2} a_0 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{i=n} F_i - \frac{n+1}{2n} \mu_0$.

Poichè nella zona $x_{h-1} \dashv\vdash x_h$ si ha

$$F(x) = \frac{n}{2} f_h \left(\frac{x}{\pi} + 1 - 2\frac{h-1}{n}\right) + F_{h-1} \tag{6}$$

basta osservare graficamente in quale zona cadano le intersezioni: l'ascissa del punto d'intersezione dell'h-esimo tratto di spezzata con la retta è ovviamente

$$x = \pi \frac{(n - 2h + 2) F_h - (n - 2h) F_{h-1} - \mu_0 - a_0}{\mu_0 - n f_h}.$$

I punti diametralmente opposti sulla circonferenza a quei punti di intersezione fra retta e spezzata nell'intorno dei quali la retta passa al disopra della spezzata sono minimi relativi per il momento secondo $\mu_2(x)$. Una volta ottenuti tali minimi relativi, si determina il minimo assoluto per $\mu_2(x)$ calcolando analiticamente i valori di $\mu_2(x)$ in tali punti in base alla formula (che si ottiene dalla (1) per $f(x) = \frac{n}{2\pi} f_h$) e per $\pi + x_{h-1} \leqslant x \leqslant \pi + x_h$

$$\frac{\mu_2(x)}{\pi^2} = (\mu_0 - n f_h)\left(\frac{x}{\pi}\right)^2 + 4\left\{\frac{1}{2} a_0 + (h-1) F_h - h F_{h-1}\right\}\frac{x}{\pi} +$$

$$+ \frac{\mu_2(0)}{\pi^2} - \frac{8}{n} \sum_{i=1}^{i=h-1} F_i - \frac{4}{n}\left\{(h-1)^2 F_h - h^2 F_{h-1}\right\} \tag{7}$$

dove

$$\mu_2(0) = \frac{4\pi^2}{3} \cdot \frac{\mu_0}{n^2} + \Sigma\, x_{i-1}\, x_i\, x\, f_i \tag{8}$$

Nell'applicare la suddetta formula, si tenga presente che essa vale per $x > 0$: se $x < 0$, poichè $\mu_2(x) = \mu_2(2\pi + x)$, essa

va calcolata nel punto $x^* = 2\pi + x$. Riepilogando, si tracciano la spezzata $z = F(y)$ e la retta $z = \frac{\mu_0}{2}\left(\frac{y}{\pi} + 1\right) + \frac{1}{2} a_0$ e si prendono in considerazione quei punti nell'intorno dei quali la prima passa al disotto della seconda: detto $\bar{y}_h$ quello di tali punti che cade nella zona $x_{h-1} \vdash\dashv x_h$, il valore analitico di $\bar{y}_h$ è

$$(9) \qquad \bar{y}_h = \pi \frac{(n - 2h + 2) F_h - (n - 2h) F_{h-1} - \mu_0 - a_0}{\mu_0 - n f_h};$$

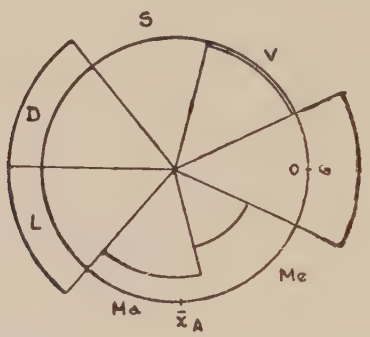


fig. 4

Il corrispondente valore analitico per il punto di minimo relativo $\bar{x}_h$ per $\mu_2(x)$ è

$$\bar{x}_h = -\pi + \bar{y}_h \qquad \text{se } \bar{y}_h > 0$$
$$\bar{x}_h = \pi + \bar{y}_h \qquad \text{se } \bar{y}_h < 0;$$

Il valore di $\mu_2(x)$ nel punto $\bar{x}_h$ è dato dalla (7); è facile allora riconoscere il minimo assoluto $\bar{x}_A$ di $\mu_2(x)$: questa è la media aritmetica della serie.

12. — Mostriamo su un esempio come si procede. Si abbia la serie:

Modalità	L	Ma	Me	G	V	S	D
Frequenze	5	2	1	6	3	0	5

e si assuma come prima modalità il Lunedì : ciò significa che l'origine O sulla circonferenza rappresenta le ore 12 del Giovedì e che

$$f_1 = 5\ , f_2 = 2,\ f_3 = 1,\ f_4 = 6,\ f_5 = 3,\ f_6 = 0,\ f_7 = 5\ .$$

Si ha subito

$$F_1 = 5, F_2 = 7, F_3 = 8, F_4 = 14, F_5 = 17, F_6 = 17, F_7 = 22 = \mu_0.$$

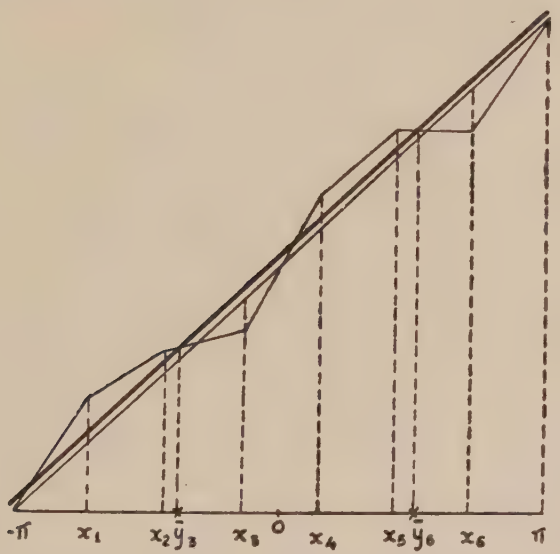


fig. 5

In coordinate polari la funzione $f(x)$ è rappresentata dalla (fig. 4). Per il calcolo della media aritmetica, si traccia (fig. 5) la spezzata che passa per i punti $(-\pi,\ 0)$, $(x_1,\ 5)$, $(x_2,\ 7)$, $(x_3,\ 8)$, $(x_4,\ 14)$, $(x_5,\ 17)$, $(x_6,\ 17)$, $(\pi,\ 22)$ e la retta per i punti $(-\pi,\ 0)$, $(\pi,\ 22)$: la prima rappresenta in coordinate cartesiane la $F(x)$, la seconda la retta di equidistribuzione, cioè quella che sarebbe la $F(x)$ se le frequenze fossero equidistribuite in tutto il ciclo. Essendo $\frac{1}{2}\ a_0 = \frac{1}{7}\ (100 - 88) = 0{,}28571$, si traccia la parallela alla retta precedente che ne disti (rimanendone al disopra)

di $\frac{1}{2} a_0$: si ottiene la retta tracciata in grassetto nella figura 5. Questa retta passa al disopra della spezzata nelle zone 3ª e 6ª. Occorre pertanto calcolare, in base alla (9), $\bar{y}_3$ e $\bar{y}_6$: si ha

$$\bar{y}_3 = \frac{3 \times 8 - 1 \times 7 - 22 - 0{,}57143}{22 - 7 \times 1} \pi = -\frac{5{,}57143}{15} \pi =$$

$$= -0{,}37143 \cdot \pi$$

$$\bar{y}_6 = \frac{-3 \times 17 + 5 \times 17 - 22 - 0{,}57143}{22 - 7 \times 0} \pi = \frac{11{,}42857}{22} \pi =$$

$$= 0{,}51948 \cdot \pi$$

Allora $\bar{x}_3 = \pi + \bar{y}_3 = 0{,}62857 \cdot \pi$; $x_6 = -\pi + y_6 = -0{,}48052 \cdot \pi$.

Questi sono dunque i punti di minimo relativo per $\mu_2(x)$: occorre determinare fra essi l'assoluto. A ciò dalla (7) si ha intanto

$$\left.\begin{aligned} \frac{\mu^2(\bar{x}^3)}{\pi^2} &= 15 \times (0{,}62857)^2 + \\ &+ 4\left\{0{,}28571 + 2 \times 8 - 3 \times 7\right\} \times 0{,}62857 + \frac{\mu_2(0)}{\pi^2} - \\ &- \frac{8}{7}(5+7) - \frac{4}{7}(4 \times 8 - 9 \times 7) = \frac{\mu_2(0)}{\pi^2} - 1{,}92655. \end{aligned}\right.$$

Quanto poi a $\mu_2(\bar{x}_6)$, poichè $\bar{x}_6 < 0$, va calcolato $\mu_2(2\pi + \bar{x}_6)$, tenendo conto che, poichè $x_5 \leqslant \pi + \bar{x}_6 \leqslant x_6$, si ha $\pi + x_5 \leqslant 2\pi + x_6 \leqslant \pi + x_6$: pertanto l'$h$ della (7) è in questo caso $h = 6$. Ciò è di carattere generale: i valori h per i quali va calcolato $\mu_2(x)$ sono in ogni caso quelli di $\bar{y}_h$. Si ha

$$\frac{1}{\pi^2}\mu_2(\bar{x}_6) = \frac{\mu_2(2\pi + \bar{x}_6)}{\pi_2} = 22 \cdot (1{,}51948)^2 + 4\{0{,}28571 +$$

$$5 \times 17 - 6 \times 17\}\, 1{,}51948 + \frac{\mu_2(0)}{\pi^2} - \frac{8}{7}(5 + 7 + 8 + 14 + 17) -$$

$$- \frac{4}{7}(25 \times 17 - 36 \times 17) = \frac{\mu_2(0)}{\pi^2} - 2{,}22266$$

e quindi $\mu_2(\bar{x}_6) < \mu_2(\bar{x}_3)$. Pertanto la media aritmetica è

$$\bar{x}_A = -0{,}48052\,\pi.$$

Poichè l'esempio in parola è anche su Gini-Galvani, possiamo rapidamente mostrare le relazioni fra i risultati dei due metodi. Intanto, quanto alle funzioni $\mu_1(x)$ e $\mu_2(x)$, i grafici rispettivi

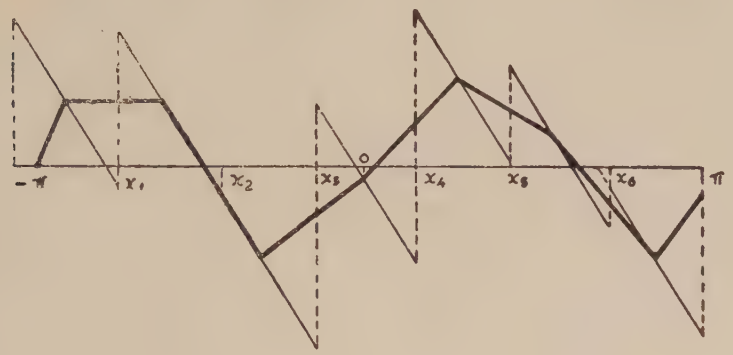


fig.6

sono quelli delle figure (6) e (7), dove sono in nero le curve del procedimento discontinuo, in grassetto quelle del procedimento

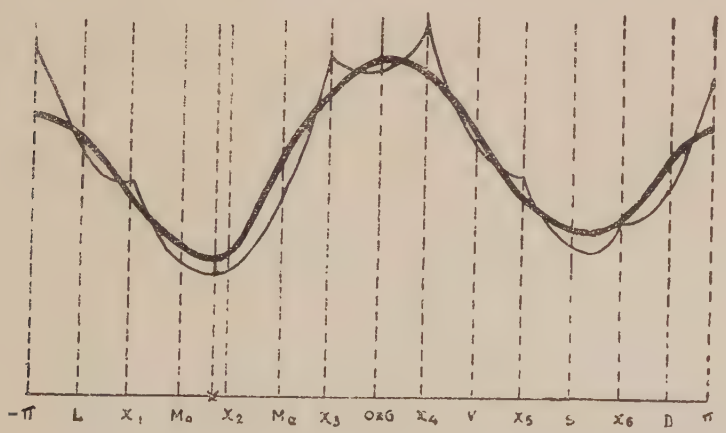


fig.7

continuo: come subito si osserva, le seconde perequano le prime nel senso che hanno la stessa area delle prime. Quanto alla media aritmetica, quella da noi determinata coincide (in questo esem-

pio) con una delle medie ordinarie di Gini-Galvani. Per accorgersi di ciò, scriviamo la $\bar{x}_A$ assumendo come unità di misura $\frac{1}{7} 2\pi$ e come origine il punto di mezzo della zona che corrisponde al Lunedì: si ottiene $\bar{x}_A = x_{11} = 1{,}31818$.

13. — Passando alla mediana, ricordiamo che questa è fra i valori $\bar{x}_h$ che rendono minima (in senso relativo) la $\vartheta(x)$ e che questi punti, rappresentate le spezzate $y = F(x)$ e $y = F(-\pi + x)$, sono quelli d'incontro nell'intorno dei quali la prima passa al disopra della seconda. Rappresentate le spezzate, si osservi graficamente che uno di tali punti è nella zona h-esima, cioè $x_{h-1} \leqslant \bar{x}_h \leqslant x_h$: in tal caso può facilmente dimostrarsi che la espressione analitica di $\bar{x}_h$ è

$$\bar{x}_h = \frac{\left(f_h - f_{h-\frac{n}{2}}\right)\left(h - \frac{n}{2} - 1\right) + F_{h-\frac{n}{2}-1} - F_{h-1} + \frac{\mu_0}{2}}{\frac{n}{2}\left(f_h - f_{h-\frac{n}{2}}\right)} \quad \text{se } n \text{ è pari;}$$

$$\bar{x}_h = \frac{\left(f_h - f_{h-\frac{n+1}{2}}\right)\left(h - \frac{n+1}{2} - 1\right) + \frac{1}{2} f_h + F_{h-\frac{n+1}{2}-1} - F_{h-1} + \frac{\mu_0}{2}}{\frac{n}{2}\left(f_h - f_{h-\frac{n+1}{2}}\right)} \pi$$

$$\bar{x}_h = \frac{\left(f_h - f_{h-\frac{n+1}{2}-1}\right)\left(h - \frac{n+1}{2}\right) - \frac{1}{2} f_h + F_{h-\frac{n+1}{2}} - F_{h-1} + \frac{\mu_0}{2}}{\frac{n}{2}\left(f_h - f_{h-\frac{n+1}{2}-1}\right)} \pi$$

se n è dispari, dove è da tener presente che delle due ultime formule va adoperata la prima o la seconda a seconda che graficamente il punto d'incontro delle spezzate risulti nella prima metà o nella seconda metà della zona h-esima: si ricordi inoltre che

$$f_{t \pm n} = f_t, \quad F_{t \pm n} = F_t \pm \mu_0 .$$

Una volta determinati i minimi relativi per $\vartheta(x)$, passiamo alla determinazione del minimo assoluto $\bar{x}_M$: è necessario a tal

uopo avere la espressione analitica dalla $\vartheta(x)$ zona per zona. Si vede facilmente che se

$$x_{h-1} \leqslant x \leqslant x_h \quad , \quad x_{l-1} \leqslant \pi + x \leqslant x_l$$

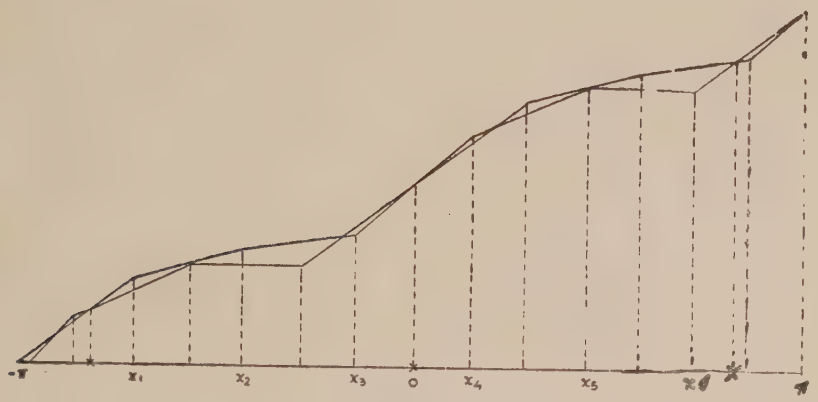


fig. 8

si ha

$$(10) \qquad \frac{\delta(x)}{2\pi} = \frac{\mu_0}{2}\left(\frac{x}{\pi} + 2\right) + \frac{1}{2}a_0 - \frac{2}{n}\sum_{i=h}^{i=l-1} F_i -$$

$$\frac{n}{4\pi^2}\Big\{ F_{h-1}(x_h - x)^2 - F_h(x - x_{h-1})^2 - F_{e-1}(x_e - \pi - x)^2 +$$

$$+ F_e(\pi + x - x_{e-1})^2 \Big\} .$$

Quanto al valore di l in funzione di h, si può vedere subito che $l = h + \frac{n}{2}$ se n è pari

$$l = h + \frac{n-1}{2}, \quad l = h + \frac{n+1}{2} \Bigg\} \text{ se } n \text{ è dispari e a seconda che } \begin{cases} x \text{ cade nella prima metà della zona } h\text{-esima} \\ x \text{ cade nella seconda metà della zona } h\text{-esima.} \end{cases}$$

14. — Tornando all'esempio del n. 12, si rappresentino le due spezzate (fig. 8) : si osserva che punti d'incontro del tipo

richiesto (escludiamo di proposito quelli che portano a flesso della $\vartheta(x)$ perchè questi non possono essere di minimo assoluto) cadono nelle zone 1 e 7 ed inoltre un punto di tale tipo sembra essere l'origine O. Il punto $\bar{x}_1$ cade nella seconda metà della prima zona e

$$\bar{x}_1 = \frac{(5-3)\times(-3) - 2{,}5 - 8 + 11}{3{,}5 \times 2}\pi = -\frac{5{,}5}{7}\pi = -0{,}78571\,.\,\pi$$

Il punto $\bar{x}_7$ cade nella prima metà della 7ª zona, pertanto

$$\bar{x}_7 = \frac{4 \times 2 + 2{,}5 + 7 - 17 + 11}{3{,}5 \times 4}\pi = \frac{11{,}5}{14}\pi = 0{,}82143\,\pi\,.$$

Quanto all'intersezione nell'intorno dell'origine, osserviamo che (formula 6)

$$F(0) = \left(\frac{7}{2} \times 6 \times \frac{1}{7}\right) + 8 = 3 + 8 = 11 = \frac{\mu_0}{2}\,;$$

segue che l'intersezione è proprio nell'origine e che pertanto i tre minimi relativi di $\vartheta(x)$ passibili di essere minimi assoluti sono

$$\bar{x}_1 = -0{,}78571\,\pi\,;\ \bar{x}_4 = 0\,;\ \bar{x}_7 = 0{,}82143\,.\,\pi\,.$$

Si tratta ora di calcolare i valori che $\vartheta(x)$ assume in tali punti: questi si ottengono ovviamente dalla (10) per

$$\begin{cases} h = 1 \\ l = 5 \end{cases}\ ;\qquad \begin{cases} h = 4 \\ l = 7{,}8 \end{cases}\ ;\qquad \begin{cases} h = 7 \\ l = 10 \end{cases}$$

Si ha

$$\frac{\vartheta(\bar{x}_1)}{2\pi} = 11 \times 1{,}21429 + 0{,}28571 - \frac{2}{7}(5 + 7 + 8 + 14) -$$

$$\frac{7}{4\pi^3}\left\{-5 \times (0{,}21429)^2\,\pi^3 - 14\,(0{,}21428)^2\,.\,\pi^3 + 17\,(0{,}07143)^2\,\pi^3\right\} =$$

$$= 5{,}30666$$

$$\frac{\vartheta(\bar{x}_4)}{2\pi} = 22 + 0{,}28571 - 13{,}71429 - 1{,}75 \times 1{,}67341 = 5{,}64295$$

$$\frac{\vartheta(\bar{x}_7)}{2\pi} = 31{,}03573 + 0{,}28571 - 22{,}28571 - 1{,}75 \times 2{,}12756 =$$

$$= 5{,}31250$$

e pertanto .

$$\bar{x}_M = \bar{x}_1 = -0{,}78571 \cdot \pi$$

Quanto al confronto fra i due metodi discontinuo e continuo, nella fig. 9 abbiamo tracciato i grafici delle due $\vartheta(x)$ (si tenga presente che la scala è molto grande) : anche qui la curva nel

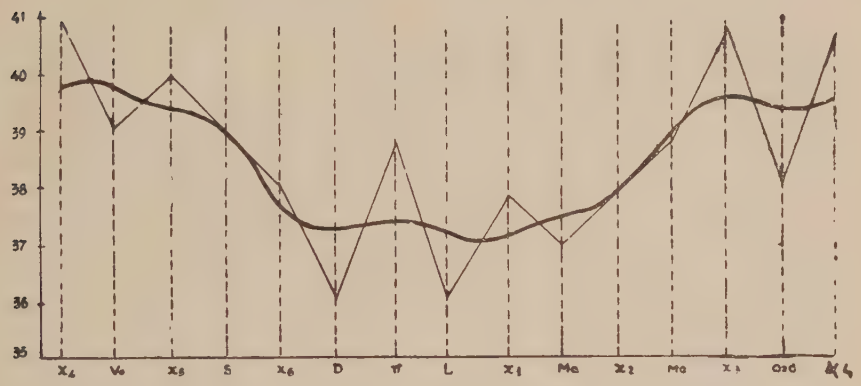


fig.9

continuo perequa l'altra nel senso che le due curve hanno momenti di ordine zero uguali. Il valore mediano trovato da Gini-Galvani è la modalità Lunedì, cioè $\bar{x}_M = -0{,}85714\,\pi$.

15. — Abbiamo osservato al numero 7 che non presenta difficoltà notevoli la determinazione della differenza puntuale fra le curve $\mu_1(x)$, $\mu_2(x)$, $\vartheta(x)$ del discontinuo e le analoghe curve nel continuo. Vediamo qui in breve, per l'ipotesi particolare che stiamo trattando, quali siano le differenze.

Intanto, ricordiamo che si passa dalla rappresentazione continua della serie ciclica alla rappresentazione discontinua di Gini-Galvani, concentrando tutta la frequenza relativa ad un arco di circonferenza nel punto, ad es., di mezzo dell'arco stesso. Con le nostre notazioni allora, i punti modalità di Gini-Galvani sono del tipo $y_i = x_i - \frac{1}{n}\pi$ e i punti opposti ai punti modalità del tipo $y'_i = x'_i - \frac{1}{n}\pi = 2\frac{i}{n}\pi - \frac{1}{n}\pi$. Supponiamo ora che

x sia compreso fra due punti opposti a punti modalità, sia cioè $y'_h \leqslant x \leqslant y'_{h+1}$: la $\mu_1(x)$ nel continuo ha espressione

$$\mu_1(x) = \int_{-\pi}^{\pi} y\, f(y)\, dy - x\mu_0 + 2\pi \,.\, F(-\pi + x)$$

Ma

$$\int_{-\pi}^{\pi} y\, f(y)\, dy = \sum_{i=1}^{n} \int_{x_{i-1}}^{x_i} y\, f(y)\, dy = \sum_{i=1}^{n} \frac{n}{2\pi} f_i \int_{x_{i-1}}^{x_i} y\, dy = \sum_{i=1}^{n} \left(x_i - \frac{1}{n}\pi\right) f_i =$$

$$= \sum_{i=1}^{n} y_i f_i$$

allora

$$\mu_1(x) = \sum_{i=1}^{n} y_i f_i - x\,\mu_0 + 2\pi \,.\, F(-\pi + x).$$

Quanto a $F(-\pi + x)$, poichè $2\,\frac{h}{n}\pi - \frac{1}{n}\pi \leqslant x \leqslant 2\,\frac{h+1}{n}\pi - \frac{1}{n}\pi$ e quindi $-\pi + 2\,\frac{h}{n}\pi - \frac{1}{n}\pi \leqslant -\pi + x \leqslant -\pi + 2\,\frac{h+1}{n}\pi - \frac{1}{n}\pi$ o anche $x_h - \frac{1}{n}\pi \leqslant -\pi + x \leqslant x_{h+1} - \frac{1}{n}\pi$, le espressioni di $F(-\pi + x)$ sono due: ciò perchè l'intervallo $x_h - \frac{1}{n}\pi \,|\!-\!|\, x_{h+1} - \frac{1}{n}\pi$ ha la prima parte $x_h - \frac{1}{n}\pi \,|\!-\!|\, x_h$ contenuta nello h-esimo intervallo-modalità di partenza, la seconda parte $x_h \,|\!-\!|\, x_{h+1} - \frac{1}{n}\pi$ nell'$(h+1)$-esimo. Segue che si ha (vedi formula 6)

$$F(-\pi + x) = \frac{n}{2} f_h\left(\frac{x}{\pi} - 2\,\frac{h-1}{n}\right) + F_{h-1}$$

$$\text{se } x_h - \frac{1}{n}\pi \leqslant -\pi + x \leqslant x_h$$

$$F(-\pi + x) = \frac{n}{2} f_{h+1}\left(\frac{x}{\pi} - 2\frac{h}{n}\right) + F_h$$

$$\text{se } x_h \leqslant -\pi + x \leqslant x_{h+1} - \frac{1}{n}\pi .$$

Nel discontinuo invece

$$\mu_1(x) = \sum_{i=1}^{n} (XY_i) f_i = \sum_{i=1}^{h} (2\pi + y_i - x) f_i + \sum_{i=h+1}^{n} (y_i - x) f_i =$$

$$= \sum_{i=1}^{n} y_i f_i - x\,\mu_0 + 2\pi F_h .$$

Detta $d(x)$ la differenza puntuale fra le due $\mu_1(x)$ (nel continuo e nel discontinuo) si ha $d(x) = 2\pi\,[F(-\pi + x) - F_h]$ e quindi

$$d(x) = \begin{cases} n\, f_h\left(x - 2\dfrac{h}{n}\pi\right) & \text{se} \quad 2\dfrac{h}{n}\pi - \dfrac{1}{n}\pi \leqslant x \leqslant 2\dfrac{h}{n}\pi \\ n\, f_{h+1}\left(x - 2\dfrac{h}{n}\pi\right) & \text{se} \quad 2\dfrac{h}{n}\pi \leqslant x \leqslant 2\dfrac{h+1}{n}\pi - \dfrac{1}{n}\pi \end{cases}$$

Questa relazione mostra che gli scostamenti cui si perviene con i due procedimenti sono uguali in tutti i punti del tipo $x = 2\dfrac{h}{n}\pi$: questi punti, per quanto si è detto, sono punti modalità se n è dispari, punti di mezzo fra punti modalità se n è pari. È poi interessante osservare che nel punto y'_{h+1} la $\mu_1(x)$ nel discontinuo ha un salto, passando da

$$\mu_1(x) = \sum_{i=1}^{n} y_i f_i - \left(2\frac{h+1}{n}\pi - \frac{1}{n}\pi\right)\mu_0 + 2\pi F_h$$

a

$$\mu_1(x) = \sum_{i=1}^{n} y_i f_i - \left(2\frac{h+1}{n}\pi - \frac{1}{n}\pi\right)\mu_0 + 2\pi F_{h+1} .$$

La media aritmetica di tali valori è

$$\sum_{i=1}^{n} y_i f_i - \left(2\frac{h+1}{n}\pi - \frac{1}{n}\pi\right)\mu_0 + 2\pi\frac{F_h + F_{h+1}}{2} =$$

$$= \sum_{i=1}^{n} y_i f_i - \left(2\frac{h+1}{n}\pi - \frac{1}{n}\pi\right)\mu_0 + 2\pi F_h + \pi f_{h+1}$$

mentre nel continuo

$$\mu_1\left(2\frac{h+1}{n}\pi - \frac{1}{n}\pi\right) = \sum_{i=1}^{n} y_i f_i - \left(2\frac{h+1}{n}\pi - \frac{1}{n}\pi\right)\mu_0 +$$

$$+ 2\pi F_h + d\left(2\frac{h+1}{n}\pi - \frac{1}{n}\pi\right) = \sum_{i=1}^{n} y_i f_i - \left(2\frac{h+1}{n}\pi - \frac{1}{n}\pi\right)\mu_0 +$$

$$+ 2\pi F_h + \pi f_{h+1}\,.$$

Pertanto, nei punti opposti ai punti modalità, il valore nel continuo è la media aritmetica dei valori nel discontinuo.

Concludendo questa disamina, la differenza puntuale fra le due curve è data da

$$d(x) = \begin{cases} n f_h\left(x - 2\frac{h}{n}\pi\right) & \text{per} \quad 2\frac{h}{n}\pi - \frac{1}{n}\pi \leqslant x \leqslant 2\frac{h}{n}\pi \\ n f_{h+1}\left(x - 2\frac{h}{n}\pi\right) & \text{per} \quad 2\frac{h}{n}\pi \leqslant x \leqslant 2\frac{h+1}{n} - \frac{1}{n}\pi. \end{cases}$$

Pertanto, nei punti modalità, se n è dispari esse sono uguali, se n è pari il valore dell'una è la media aritmetica dei valori assunti dall'altra.

16. — In maniera e con procedimento del tutto analoghi si perviene alle relazioni tra le $\mu_3(x)$: detta $D(x)$ la differenza fra i valori assunti nel punto x dalla curva nel continuo e da quella nel discontinuo, si ha

$$D(x) = \frac{\pi^3}{n^3}\cdot\frac{\mu_0}{3} - n f_h\left(x - 2\frac{h}{n}\pi\right)^3$$

$$\text{per} \quad 2\frac{h}{n}\pi - \frac{1}{n}\pi \leqslant x \leqslant 2\frac{h}{n}\pi\,,$$

$$D(x) = \frac{\pi^3}{n^3}\cdot\frac{\mu_0}{3} - n f_{h+1}\left(x - 2\frac{h+1}{n}\pi\right)^3$$

$$\text{per} \quad 2\frac{h}{n}\pi \leqslant x \leqslant 2\frac{h+1}{n}\pi - \frac{1}{n}\pi\,.$$

L'esame delle precedenti differenze mostra subito che nei punti del tipo $x = 2\frac{h}{n}\pi$, le due curve differiscono di una quantità

costante $\frac{\pi^2}{n^2} \cdot \frac{\mu_0}{3}$, nei punti $x = 2\frac{h}{n}\pi - \frac{1}{n}$ di una quantità $\frac{\pi^2}{n^2}\left(\frac{\mu_0}{3} - n f_h\right)$ variabile da punto a punto: concludendo, nei punti modalità, se n è dispari, la curva nel continuo è al disopra dell'altra per la quantità costante $\frac{\pi^2}{n^2} \cdot \frac{\mu_0}{3}$, se n è pari, la differenza fra le due curve vale $\frac{\pi^2}{n^2}\left(\frac{\mu_0}{3} - n f_h\right)$. Non è infine difficile determinare i punti d'incontro delle due curve e quindi lo studio del mutuo comportamento fra le curve stesse.

17. — Abbiamo di proposito lasciato per ultima la media meccanica perchè la sua ricerca non presenta nel continuo, almeno per la particolare ipotesi sulla $f(x)$ allo studio, niente di nuovo: è infatti facile dimostrare che essa *coincide* con quella che si determina con il metodo discontinuo.

18. — Resta da vedere che espressioni abbiano gli indici di mutabilità. Non presenta particolari difficoltà la ricerca di

$$ {}^1S_{\bar{x}_A}, \quad {}^2S_{\bar{x}_A}, \quad {}^1S_{\bar{x}_M}, \quad {}^2S_{\bar{x}_M} $$

per quanto si è mostrato ai numeri precedenti: quanto alle differenze medie e agli indici di mutabilità delle frequenze, si trova che

$$ \left\{ \begin{array}{l} \Delta_R = \dfrac{2\pi}{n\mu_0^2}\left\{ n \sum_{h=1}^{\frac{n}{2}} f_h \cdot f_{h+\frac{n}{2}} + 2 \sum_{h=1}^{n} \sum_{i=h}^{i=h+\frac{n}{2}-1} (i-h) f_i f_h + \right. \\ \qquad \left. + \dfrac{1}{3} \sum_{h=1}^{h=n} f_h \left(f_h - f_{h+\frac{n}{2}}\right) \right\} \qquad \text{per } n \text{ pari}, \\ \Delta_R = \dfrac{2\pi}{n\mu_0^2}\left\{ 2 \sum_{h=1}^{h=n} \sum_{i=h}^{i=h+\frac{n-1}{2}} (i-h) f_i f_h + \dfrac{1}{3} \sum_{h=1}^{h=n} f_h \left(f_h - f_{h+\frac{n+1}{2}}\right) \right. \\ \qquad \text{per } n \text{ dispari}, \end{array} \right. $$

$$
\left\{
\begin{aligned}
{}^2\Delta^2_R &= 2\pi\,\Delta_R + \frac{2\pi^2}{n^2\mu_0^2}\left\{\frac{1}{3}\,\mu_0^2 - 4\sum_{h=1}^{h=n}\sum_{i=1}^{i=h}(h-i)\right. \\
&\qquad \left.(n-h+i)\,f_i\,f_h - \frac{2}{3}\,n\sum_{h=1}^{h=n} f_h^2\right\} \\
{}^2\Delta^2_R &= \frac{2\pi^2}{n^2\mu_0^2}\left\{\frac{1}{3}\,\mu_0^2 + 4\sum_{h=1}^{n}\sum_{i=1}^{h}(i-h)^2\,f_i\,f_h + \right. \\
&\qquad \left. 4n\cdot\sum_{h=1}^{\left[\frac{n}{2}\right]}{}'\ \sum_{i=h+\left[\frac{n}{2}\right]+1}^{n}(n-2i+2h)\,f_i\,f_h - \frac{2}{3}\,n\sum_{h=1}^{n} f_h\cdot f_{h+\left[\frac{n}{2}\right]}\right\}
\end{aligned}
\right.
$$

$$
s + \frac{1}{2\pi}\sum_{i=1}^{i=n}\left|f_i - \frac{\mu_0}{n}\right|
$$

$$
\sigma^2 = \frac{n}{4\pi^2}\sum_{i=1}^{i=n}\left(f_i - \frac{\mu_0}{n}\right)^2
$$

$$
d_R = \frac{1}{2\pi\cdot n}\sum_{i=1}^{i=n}\sum_{h=1}^{h=n}|f_i - f_h|
$$

le due espressioni di ${}^2\Delta_R$ potendo essere usate indifferentemente.

19. — Tornando all'esempio del n. 12, calcoliamo i proposti indici di mutabilità: intanto (vedi formula 10 per $h = 2$, $l = 6$)

$$
{}^1S^-_{x_A} = \frac{\vartheta(\bar{x}_A)}{\mu_0} = \frac{2\pi}{\mu_0}\cdot\frac{\vartheta(\bar{x}_A)}{2\pi} = \frac{2\pi}{22}\Big\{11\times 1{,}51948 + 0{,}28571 -
$$

$$
- 13{,}14286 + 1{,}75\times 0{,}87372\Big\} = \frac{2\pi}{22}\,5{,}38614 =
$$

$$
= \frac{\pi}{2}\,\frac{5{,}38614}{5{,}5} = \frac{\pi}{2}\,0{,}97930
$$

e poichè $s = \dfrac{13{,}14286}{2\pi}$, si ha

$$
{}^1I^-_{x_A} = \frac{\pi}{2}\,\frac{0{,}97930}{1 + \dfrac{13{,}14286}{22}} = \frac{\pi}{2}\cdot\frac{21{,}54460}{35{,}14286} = \frac{\pi}{2}\cdot 0{,}613
$$

Inoltre $^2S^2_{\bar{x}_A} = \dfrac{\mu_2(\bar{x}_A)}{\mu_0}$; poichè (vedi n. 12)

$$\mu_2(\bar{x}_A) = \mu_2(\bar{x}_6) = \mu_2(0) - \pi^2 \cdot 2{,}22266$$

e (vedi formula 8)

$$\mu_2(0) = \pi^2 \left\{ \frac{4}{3}\,\frac{22}{49} + \left[\left(-1 \times -\frac{5}{7} \right) \cdot 5 + \left(-\frac{5}{7} \times -\frac{3}{7} \right) \cdot 2 + \right.\right.$$

$$+ \left(-\frac{3}{7} \times -\frac{1}{7} \right) \times 1 + \left(-\frac{1}{7} \times \frac{1}{7} \right) 6 + \left(\frac{1}{7} \times \frac{3}{7} \right) \cdot 3 +$$

$$\left.\left. + \left(\frac{5}{7} \times 1 \right) \cdot 5 \right] \right\} = \pi^2 \times 8{,}47619$$

si ha $^2S_{\bar{x}_A} = \dfrac{\pi}{\sqrt{3}} \cdot \sqrt{\dfrac{18{,}76059}{22}}$. Ma $\sigma = \dfrac{1}{2\pi}\sqrt{216{,}99619}$

e quindi

$$^2I_{\bar{x}_A} = \frac{\pi}{\sqrt{3}} \cdot \sqrt{\frac{18{,}76059}{22\left(1 + \dfrac{216{,}99619}{484}\right)}} = \frac{\pi}{\sqrt{3}}\sqrt{0{,}58878063} = \frac{\pi}{\sqrt{3}}\,0{,}767.$$

Passiamo ora al calcolo della differenza semplice media; conviene anzitutto costruirsi la seguente tabella dei prodotti $f_i f_h$.

Cominciamo a calcolare la sommatoria $\sum_{h=1}^{7} \sum_{i=h}^{h+3} (i-h) f_i f_h$; a ciò osserviamo che essa comprende tutti i termini della tabella e precisamente, tutti quelli della prima diagonale a partire da sinistra vanno moltiplicati per zero, quelli della seconda e della ultima per 1, quelli della terza e penultima per 2, quelli della quarta e terzultima per 3.

	5	2	1	6	3	0	5
5	25	10	5	30	15	0	25
2	4	2	12	6	0	10	
1	1	6	3	0	5		
6	36	18	0	30			
3	9	0	15				
0	0	0					
5	25						

Si ha

$$\sum_{i,h} (i - h)\, f_i f_h = 61 \times 1 + 45 \times 2 + 86 \times 3 = 409.$$

La prima parte della seconda sommatoria si scrive subito, perchè è la somma dei termini della diagonale principale: si ha $\sum_{h=1}^{n} f_h^2 = 100$.

Quanto all'ultima sommatoria, $\sum_{h=1}^{n} f_h f_{h+\frac{n-1}{2}}$ essa è data dalla somma delle diagonali poste fra le spezzate tratteggiate sulla tavola; tale somma già l'abbiamo trovato nel calcolare $\sum_{i,h} (i-h)\, f_i f_h$ si ha $\sum_{h=1}^{n} f_h \cdot f_{h+\frac{n-1}{2}} = 86$. Allora

$$\Delta_R = \frac{2\pi}{7 \times 484} \left(2 \times 409 + \frac{1}{3}\, 14\right) = \frac{\pi}{2}\, \frac{2468}{2541} = \frac{\pi}{2} \times 0{,}971277$$

Il calcolo di d_R si fà con uno qualunque dei procedimenti di calcolo della differenza media per seriazioni: si trova

$$d_R = \frac{1}{2\pi}\, 16{,}57143 \text{ e quindi}$$

$$I_R = \frac{\pi}{2}\, \frac{0{,}97127}{1 + \frac{16{,}57143}{22}} = \frac{\pi}{2}\, \frac{149{,}57558}{270} = \frac{\pi}{2}\, 0{,}554.$$

Resta infine la differenza quadratica media; unico nuovo termine da calcolare è $\sum_{h=1}^{n} \sum_{i=1}^{h} (h - i)\,(n - h + i)\, f_i f_h$: ma osserviamo che i termini di questa sommatoria sono gli stessi di quelli della $\sum_{i,h} (i - h)\, f_i f_h$, moltiplicati per opportuni pesi. Si ha

$$\sum_{i,h} (h - i)\,(n - h + i)\, f_i f_h = 61 \times 1 \times 6 + 45 \times 2 \times 5 + \\ + 86 \times 3 \times 4 = 1848$$

e allora

$${}^2\Delta_R = \sqrt{\pi^2 \times 0{,}97127 + \frac{2\pi^2}{49 \times 484} \left(\frac{484}{3} - 7392 - \frac{1400}{3}\right)} =$$

$$= \frac{\pi}{\sqrt{3}} \sqrt{0{,}96643}$$

Poichè $^{3}d_R = \sqrt{2\sigma^2} = \frac{1}{2\pi}\sqrt{433{,}99238}$, abbiamo infine

$$^{3}I_R = \frac{\pi}{\sqrt{3}} \sqrt{\frac{0{,}96643}{1 + \frac{433{,}99238}{484}}} = \frac{\pi}{\sqrt{3}} \sqrt{0{,}50953772} = \frac{\pi}{\sqrt{3}}\, 0{,}714 .$$

20. — L'ipotesi della uniforme distribuzione in ciascuna modalità non è ovviamente la sola che possa farsi : ci sono distribuzioni quali ad esempio quella dell'affluenza sui mercati nei vari giorni della settimana o dei matrimoni sempre nei vari giorni della settimana, per le quali la suddetta ipotesi non è affatto plausibile.

Della applicazione dei procedimenti proposti ad altre ipotesi possibili ci occuperemo nel seguito.

21. — Applichiamo i procedimenti esposti alla determinazione della mutabilità dei venti nel villaggio Duca degli Abruzzi

Modalità	Somme delle velocità del vento rilevate alle ore 6 nei periodi		
	Novembre-Marzo	Aprile-Ottobre	Anno 1928
S	..	..	..
SSE	..	..	..
SE	..	..	..
ESE	..	..	..
E	3,6	..	3,6
ENE	53,5	..	53,5
NE	249,6	..	249,6
NNE	6,0	..	6,0
N	..	..	..
NNW	..	..	..
NW	..	..	..
WNW	..	..	..
W	..	..	..
WSW	..	15,6	15,6
SW	..	61,8	61,8
SSW	..	14,4	14,4
	312,7	91,8	404,5

nel 1922, in base alle rilevazioni effettuate alle ore 6 : i dati sono desunti dal citato lavoro di Gini-Galvani su « Metron ». Le serie sono :

Risulta pertanto, assunta la direzione *S* come modalità iniziale :

i	Novembre-Marzo		Aprile-Ottobre		Anno 1922	
	f_i	F_i	f_i	F_i	f_i	F_i
1	..	..	..	..	..	..
2	..	..	..	..	..	..
3	..	..	..	..	..	..
4	..	..	..	..	..	..
5	3,6	3,6	..	..	3,6	3,6
6	53,5	57,1	..	..	53,5	57,1
7	249,6	306,7	..	..	249,6	306,7
8	6,0	312,7	..	..	6,0	312,7
9	..	312,7	..	..	..	312,7
10	..	312,7	..	..	..	312,7
11	..	312,7	..	..	..	312,7
12	..	312,7	..	..	..	312,7
13	..	312,7	..	..	..	312,7
14	..	312,7	15,6	15,6	15,6	328,3
15	..	312,7	61,8	77,4	61,8	390,1
16	..	312,7	14,4	91,8	14,4	404,5

In coordinate polari, la funzione di frequenza $f(x)$ è data, rispettivamente per le tre serie, dalle figure 10, 11, 12 ; in esse le aree dei singoli settori circolari sono proporzionali

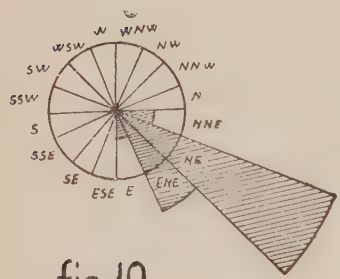


fig. 10

fig. 11

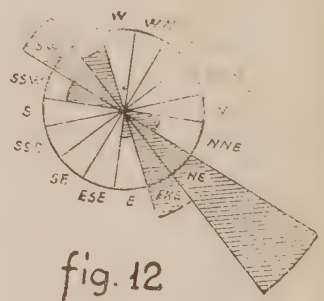


fig. 12

alle frequenze rispettive. Il cerchio è quello di equidistribuzione. Calcoliamo intanto le costanti che ci saranno utili nel seguito,

cioè μ_0, $\frac{\mu_0}{n}$, $\frac{1}{2}a_0$; si ha:

	Novembre-Marzo	Aprile-Ottobre	Anno 1922
μ_0	312,7	91,8	404,5
$\frac{\mu_0}{n}$	19,54375	5,7375	25,28125
$\frac{1}{2}a_0$	32,734375	—37,21875	—4,484375

Ciò fatto, si rappresentino le spezzate di ripartizione delle

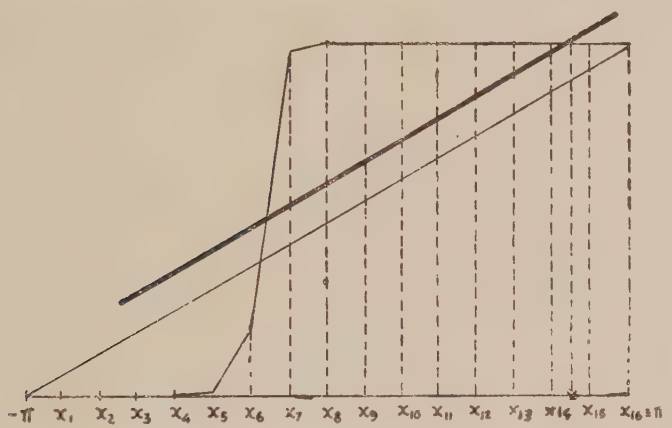


fig. 13

tre distribuzioni e si intersechino con le rispettive rette parallele alla retta di equidistribuzione (fig. 13, 14, 15). Le medie

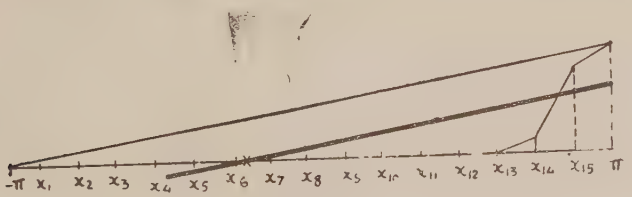


fig. 14

aritmetiche risultano quelle della tabella seguente, dove con $\bar{x}_A$ indichiamo le medie da noi determinate, con $\bar{x}_A^*$ le stesse medie misurate dal punto di divisione degli archi corrispondenti alle

modalità S e SSE e con unità di misura $\frac{1}{2\frac{1}{16}\pi} = \frac{8}{\pi}$, con $\bar{x}$ le medie ordinarie più vicine di Gini-Galvani. Come può osservarsi, la rispondenza è in questo caso pressocchè assoluta.

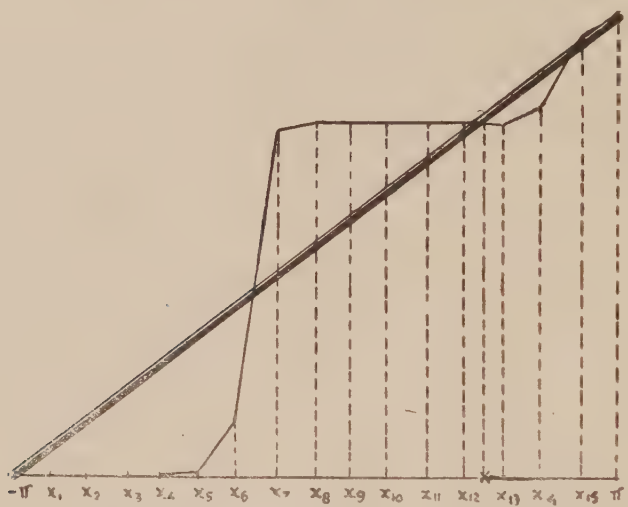


fig. 15

	Novembre-Marzo	Aprile-Ottobre	Anno 1928
$\bar{x}_A$	$-0,209 \cdot \pi$	$0,811\ \pi$	$-0,432\ \pi$
$\bar{x}_B^*$	5,325	13,490	3,546
$\bar{x}$	5,3	13,5	3,5

Passiamo ora alla mediana: si rappresentino a tal uopo le spezzate di ripartizione e le spezzate che da queste si ottengono traslandole di $\frac{\mu_0}{2}$ nel senso delle ordinate e di π nel senso delle ascisse (fig. 16, 17, 18).

Le mediane risultano quelle della tabella seguente, in cui $\bar{x}_M$ sono le mediane da noi determinate, $\bar{x}$ quelle determinate in Gini-Galvani, $\bar{x}^*$ le mediane di Gini-Galvani misurate con gli elementi di misura da noi adottati:

	Novembre-Marzo	Aprile-Ottobre	Anno 1922
$\bar{x}_M$	— 0,200 π	0,811 π	— 0,204 π
$\bar{x}$	*NE*	*SW*	*NE*
$\tilde{x}^*$	— 0,188 π	0,813 π	— 0,188 π

La rispondenza fra le mediane dei due metodi è, come al solito, meno buona della rispondenza fra le medie. Le mediane

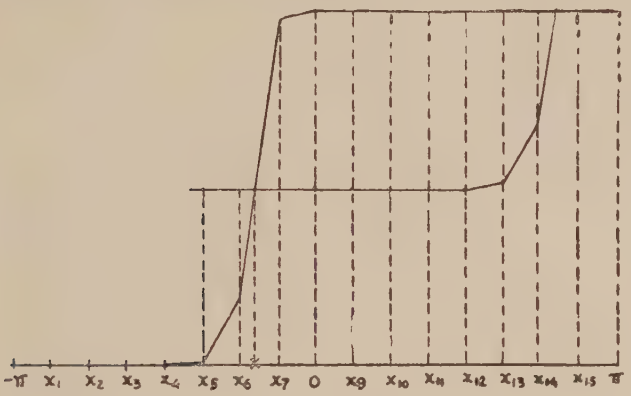


fig. 16

soddisfano alla solita proprietà di essere comprese nella zona a maggior frequenza.

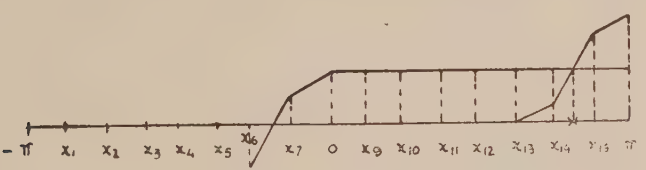


fig. 17

Quanto poi alle medie meccaniche, si è osservato che esse coincidono, nella particolare ipotesi per la $f(x)$ che si tratta, con le medie meccaniche del procedimento discontinuo. Si ha:

	Novembre-Marzo	Aprile-Ottobre	Anno 1922
$\bar{x}_G$	— 0,209 π	0,819 π	— 0,219 π

Notiamo che $\bar{x}_G$ diversifica sempre più da $\bar{x}_A$ all'aumentare della mutabilità delle frequenze nel ciclo.

Non resta che determinare gli indici di mutabilità; è facile ottenere:

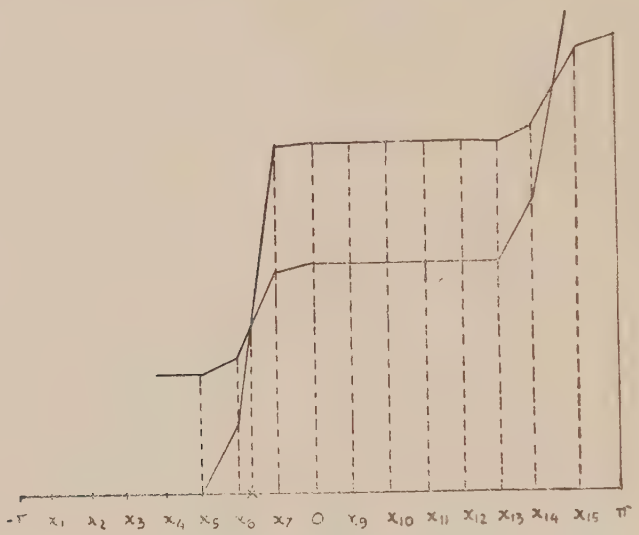


fig. 18

		Novembre-Marzo	Aprile-Ottobre	Anno 1922
$I_{\bar{x}_A}$	$\frac{\pi}{2}$	0,038	0,047	0,284
$^2I_{\bar{x}_A}$	$\frac{\pi}{\sqrt{3}}$	0,036	0,049	0,278
I_R	$\frac{\pi}{2}$	0,052	0,065	0,277
^2I_R	$\frac{\pi}{\sqrt{3}}$	0,037	0,050	0,270

Come si può osservare, gli indici concordano nell'assegnare bassa mutabilità a tutte e tre le serie: l'ultima, quella relativa a tutto il 1922, ha mutabilità notevolmente superiore a quelle

delle altre due. I risultati ottenuti concordano perfettamente con quelli di Gini-Galvani.

22. — Sempre allo scopo di mostrare le relazioni che corrono fra i risultati che si ottengono con i due metodi, abbiamo studiato le serie cicliche dei matrimoni nei diversi giorni della settimana in alcune località d'Europa; ciò anche perchè per queste serie è lontana dalla realtà l'ipotesi di una uniforme distribuzione nell'interno di ogni giorno: l'avere malgrado ciò ottenuto risultati soddisfacenti mostra infatti che in prima, ma buona approssimazione si può sempre fare la suddetta ipotesi per la $f(x)$.

Nella tabella seguente sono riportati i dati: i numeri complessivi di matrimoni per ogni località sono rapportati a 10.000.

Giorno della settimana	Madrid	Cremona	Berlino	ROMA					
	1900-904	1887-889	1904	1877 1886	1887 1896	1897 1906	1907 1914	1914	1-6-1915 1-6-1917
Lunedì . . .	1301	2742	1146	609	1119	1641	1740	1762	1512
Martedì . . .	237	1074	1639	47	43	40	72	88	116
Mercoledì . . .	1235	455	1190	943	1191	1003	1005	1079	1226
Giovedì . . .	1487	1694	1631	2593	2360	2210	2079	2122	2214
Venerdì . . .	583	96	1027	30	16	30	53	88	75
Sabato	3064	1391	3361	2549	2248	2005	1862	1874	1856
Domenica . .	2093	2548	6	3229	3023	3071	3189	2987	3001

Nella tabella che si allega sono raccolti i risultati ottenuti per le suddette serie dei matrimoni. Nella colonna (1) abbiamo riportato i valori $\bar{x}_A/\pi$ della media aritmetica divisi per π, nella colonna (2) le modalità in cui tale media cade.

Nella colonna (3) poi, per mostrare le differenze tra la media da noi determinata e la media ordinaria più vicina di Gini-Galvani, abbiamo misurato le $\bar{x}_A$ con l'origine e l'unità di misura scelta nella trattazione di Gini-Galvani; nella colonna (4) abbiamo riportato la media ordinaria più vicina: come può osservarsi, la rispondenza è discreta. Passando alla mediana, nelle colonne (5) e (6) abbiamo riportato i valori di $\bar{x}_M/\pi$ e le modalità in cui rispet-

Valori caratteristici delle distribuzioni dei matrimoni nei diversi giorni della settimana in alcune città di Europa.

Città	Media aritmetica				Mediana			Indici di mutabilità							
								Valori relativi				Graduatorie crescent			
	$\overline{X}_A / \pi$	Modalità nella quale cade $\overline{X}_A$	Valore di $\overline{X}_A$ misurato da L e con $u = \frac{2}{7}\pi$	Media ordinaria più vicina	$\overline{X}_M / \pi$	Modalità nella quale cade $\overline{X}_M$	Valore della mediana del metodo discontinuo	$I_{\overline{X}_A}$	$^2I_{\overline{X}_A}$	I_R	^2I_R	$I_{\overline{X}_A}$	$^2I_{\overline{X}_A}$	I_R	^2I_R
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)								
Madrid	0,50765	sabato	4,77678	4,8144	0,59689	sabato	0,57143	0,530	0,703	0,549	0,704	6	6	8	8
Cremona	—0,81279	lunedì	0,15527	0,1448	—0,96783	lunedì	—0,85714	0,503	0,693	0,520	0,678	3	5	5	6
Berlino	—0,00399	giovedì	2,98603	2,9861	0,48374	sabato	0,57143	0,624	0,757	0,573	0,706	9	9	9	9
Roma 1ª	0,46930	sabato	4,64255	4,6543	0,59980	sabato	0,57143	0,431	0,587	0,465	0,595	1	1	1	1
Roma 2ª	0,48544	sabato	4,69904	4,7081	0,65495	sabato	0,57143	0,501	0,661	0,491	0,652	2	2	2	2
Roma 3ª	0,54245	sabato	4,89858	4,9014	0,74931	domenica	0,85714	0,508	0,674	0,507	0,656	4	3	3	4
Roma 4ª	0,56117	sabato	4,96410	4,9659	0,78015	domenica	0,85714	0,508	0,679	0,508	0,654	4	4	4	3
Roma 5ª	0,54725	sabato	4,91538	4,9206	0,77066	domenica	0,85714	0,532	0,702	0,526	0,677	7	7	6	5
Roma 6ª	0,51521	sabato	4,80324	4,8192	0,75324	domenica	0,85714	0,556	0,711	0,531	0,685	8	8	7	7

tivamente cadono: nella successiva colonna (7) abbiamo scritto i punti modalità che erano mediani nella trattazione discontinua, misurandoli dalla nostra origine e con la nostra unità di misura: qui la rispondenza è meno buona che per la media aritmetica. Ci sono poi i proposti indici relativi di mutabilità (indici assoluti rapportati ai loro valori massimi) e le graduatorie crescenti di essi.

CORRADO GINI

Rileggendo Bernoulli [1]

Intendo riferirmi a Giacomo Bernoulli (1654-1705), il primo e più celebre degli eminenti matematici che hanno illustrato la famiglia [2]. L'opera sua fondamentale — di cui tanti parlano, ma che tanto pochi hanno letto — è l'*Ars Conjectandi*, pubblicata postuma nel 1713 dal nipote Nicola [3]; ma la sua lettura va opportunamente integrata con quella delle lettere, dall'Autore scambiate, negli ultimi anni della sua vita, con Leibniz [4].

La lettura dei classici è utile, non tanto a scopo di erudizione, quanto perchè essa, molte volte, facendoci risalire alle origini della dottrina, ci permette di spiegare le posizioni, fondate o infondate, assunte dagli autori posteriori, meglio, talvolta,

(1) Memoria presentata alla riunione del 25 giugno 1946 del Seminario di Statistica dell'Istituto di Statistica dell'Università di Roma.

(2) Ecco, dopo il detto Giacomo, i nomi dei principali: Giovanni (1667-1748), fratello di Giacomo; Nicola (1687-1759), figlio di un altro fratello di Giacomo, che di quest'ultimo pubblicò l'opera postuma; i figli dell'anzidetto Giovanni: Nicola (1695-1726), Daniele (1700-1782) e Giovanni (1710-1790), e infine i figli di quest'ultimo: Giovanni (1744-1807) e Giacomo (1758-1789).

(3) Ecco il titolo completo: Jacobi Bernoulli, Profess. Basil. et utriusque Societ. Reg. Scientiar. Gall. et Pruss. Sodal. Mathematici Celeberrimi, *Ars Conjectandi*, Opus Posthumum, Accedit *Tractatus De Seriebus Infinitis*, et Epistola Gallice Scripta *De Ludo Pilae, Reticularis*. Basileae, Impensis Thurnisiorum, Fratrum. MDCCXIII.

(4) *Leibnizens Mathematische Schriften*, herausgegeben von G. I. Gerhardt, Erste, Abtheilung. Band III. Briefwechsel zwischen Leibniz, Jacob Bernoulli, Johann Bernoulli und Nicolaus Bernoulli, in *Leibnizens Gesammelte Werke aus den Handschriften der Königlichen Bibliothek zu Hannover* herausgegeben von Georg Heinrich Pertz. 3, Folge: Mathematik, Bd. 3, Halle, Druck und Verlag H. W. Schmidt. 1855.

di quanto questi stessi non spieghino. E tale è appunto il caso per la lettura degli scritti di Giacomo Bernoulli.

***

L'*Ars Conjectandi* consta di 4 parti.

La prima consiste nella riproduzione del trattato di Cristiano Huygens *De Ratiociniis in Ludo Aleae*, accompagnata da un commento di Bernoulli. Il trattato di Huygens contiene la soluzione di 14 problemi relativi a giochi d'azzardo; Bernoulli fornisce, per alcuni di essi, nuove dimostrazioni ed altri problemi estende e nuovi problemi propone e risolve.

La seconda parte contiene la dottrina delle permutazioni e combinazioni, che già alcuni eminenti matematici — tra cui l'Autore ricorda Schooten, Leibniz, Wallis e Prestet — avevano impreso a trattare e alla quale egli apporta contributi sostanziali.

Nella terza parte, il Bernoulli considera 24 problemi — tutti relativi a giochi d'azzardo — destinati ad illustrare l'applicazione della teoria delle permutazioni e combinazioni esposta nella parte precedente.

La quarta parte, infine, doveva trattare — come dichiara il titolo — dell'uso e applicazione della precedente dottrina alle materie civili, morali ed economiche. Per quanto risulti incompleta — come poi diremo — essa è indubbiamente la parte più importante dell'opera, come quella che ha costituito il fondamento di tutti i successivi sviluppi del Calcolo delle probabilità, nonchè delle sue applicazioni alla Statistica.

È divisa in cinque capitoli, dei quali i titoli indicano chiaramente il contenuto:

I) *Praeliminaria quaedam de Certitudine, Probabilitate, Necessitate, et Contingentia Rerum.*

II) *De Scientia et Conjectura. De Arte Conjectandi. De Argumentis Conjecturarum. Axiomata quaedam generalia huc pertinentia.*

III) *De variis argumentorum generibus, et quomodo eorum pondera aestimentur ad supputandas rerum probabilitates.*

IV) *De duplici Modo investigandi numeros casuum. Quid sentiendum de illo, qui instituitur per experimenta. Problema singulare eam in rem propositum, &c.*

V) *Solutio Problematis praecedentis.*

Vediamone le linee fondamentali.

La probabilità è concepita come un grado o frazione della certezza e l'arte di misurarla è chiamata *Ars Conjectandi sive Stochastice*.

Si desume, la probabilità di un fenomeno, dal numero e dal peso (cioè dalla forza probatoria) degli argomenti che ne dimostrano l'esistenza. E il peso degli argomenti — e quindi la probabilità che ne deriva — si desume a sua volta dal rapporto dei casi favorevoli al fenomeno a tutti i casi favorevoli o contrari, tutti i casi essendo considerati come ugualmente possibili, in quanto, se non lo sono, possono venire ridotti a tali col contare un caso che ha maggiore facilità di verificarsi un numero di volte proporzionale a tale facilità. Si opera in altre parole — avverte esplicitamente Bernoulli — come nei giochi d'azzardo considerati nella precedente parte del trattato.

Senonchè in pratica — all'infuori di tali giochi appositamente predisposti in modo che il numero dei casi favorevoli e contrari possano facilmente determinarsi — quasi mai non è dato seguire tale procedimento. Quello però che non è dato ricavare *a priori*, è talvolta possibile *a posteriori*, vale a dire da ciò che, in casi simili, si è verificato in molteplici osservazioni. Tale procedimento empirico non è nuovo ed è pure a tutti manifesto che per esso sono necessarie molte osservazioni e che più queste sono numerose e minore è il pericolo di allontanarsi dal vero rapporto ; ma resta da ricercare se, col crescere delle osservazioni, la probabilità di arrivare al rapporto vero cresca continuamente, differendo sempre meno dalla certezza, o se vi è invece, a tale aumento, un limite che non si può superare.

Bernoulli afferma che tale limite non vi è : se, per esempio, in un'urna vi sono 3000 palle bianche e 2000 nere, chi non lo sa può tuttavia moltiplicare le estrazioni in modo che la probabilità che il rapporto vero tra palle bianche e nere cada entro certi limiti — per esempio tra 301 : 200 e 299 : 200, oppure tra 3001 : 2000 e 2999 : 2000 — anzi che fuori di essi, superi qualunque probabilità prestabilita.

Questo — dichiara Bernoulli — è il problema che mi sono proposto di rendere di pubblica ragione dopo di avervi lavorato per 20 anni, problema la cui novità e somma utilità, pari alla sua difficoltà, sono tali da aggiungere peso e valore ai precedenti capitoli del trattato.

Il capitolo quinto, ultimo del trattato, si intitola *Solutio Problematis praecedentis*. In esso, dopo alcuni lemmi, si dà la dimostrazione di quello che è passato alla storia sotto il nome di « teorema di Bernoulli ».

***

Ha con ciò Bernoulli dimostrato il suo assunto ?

Il Keines lo nega. Basandosi sulla corrispondenza scambiata tra Leibniz e Bernoulli, egli sostiene che Bernoulli effettivamente aveva intenzione di dimostrare come la probabilità si possa stimare *a posteriori*, mediante un'inversione del teorema, che da lui ha preso nome, dimostrato nell'*Ars Conjectandi*. Sarebbe a tale teorema inverso che il Bernoulli allude nelle lettere a Leibniz, ma, sia che rimanesse impressionato dalle obiezioni mossegli da Leibniz, sia che ne fosse impedito dalla morte, non sarebbe andato più in là e l'opera così sarebbe rimasta incompiuta (1).

Che l'*Ars Conjectandi* — pubblicata, come si è detto, postuma dal nipote Nicola — sia incompiuta, è pacifico. Lo stesso Nicola lo dichiara esplicitamente nella prefazione. *IVtam Partem qua usum et applicationem praecedentium ad res civiles, morales et oeconomicas ostendere voluit, adversa diu usu valetudine tandemque ipsa morte praeventus imperfectam reliquit.*

Ma questa stessa dichiarazione lascia intendere che cosa effettivamente ancora mancava : mancavano le applicazioni alle materie civili, morali ed economiche.

Quanto al problema prospettatosi, non pare dubbio, dal testo stesso dell'*Ars Conjectandi*, che il Bernoulli intendesse di averlo risolto col teorema a cui ha legato il suo nome.

Nel capitolo quarto, invero, dopo di aver detto di aver lavorato sopra tale problema per 20 anni, soggiunge egli che, prima di darne la soluzione, si intratterrà su alcune obiezioni — — che sono poi le stesse obiezioni che gli aveva mosso Leibniz e su cui più innanzi ritorneremo. E il capitolo quinto, che contiene la dimostrazione del teorema che da Bernoulli prese nome, è appunto intitolato, come si è detto : *Soluzione del problema precedente.*

---

(1) J. M. Keynes, *A Treatise on Probability*, London, Macmillan, 1921, pagg. 368-369.

Questa conclusione risulta, d'altra parte, confermata dall'attenta lettura della corrispondenza intercorsa tra Leibniz e Bernoulli, su cui vale la pena di intrattenersi.

***

È Leibniz che dà lo spunto a Bernoulli a parlargli dei suoi lavori sulla probabilità.

Intendo — egli scrive nell'aprile 1703 — che tu coltivi non poco la teoria della stima delle probabilità, di cui io faccio gran conto. Io vorrei che qualcuno trattasse matematicamente dei vari giochi, che di tale teoria offrono begli esempi. Sarebbe argomento attraente e ad un tempo utile, e non indegno di te o di qualunque altro serissimo matematico (p. 71).

Era come invitare a nozze Bernoulli. Questi risponde diffusamente in data 3 ottobre dell'anno stesso.

Da molti anni io mi sono dilettato di meditare sulla teoria della stima delle probabilità, tanto che non credo che altri l'abbia fatto di più. Avevo anzi in animo di scrivere un trattato sulla materia; ma spesso dovetti metterne da parte il manoscritto, la naturale mia pigrizia essendo enormemente aggravata dalla malattia. Ne ho in ogni modo stesa la massima parte, ma non è ancora ultimata la principale, in cui insegno ad applicare la teoria alle materie civili, morali ed economiche, dopo di aver risolto un certo problema di non piccola difficoltà, ma di somma utilità, di cui già da più di 12 anni ho messo al corrente mio fratello (Giovanni Bernoulli).

Te lo voglio dire. Si sa che la probabilità di ogni evento dipende dal numero dei casi in cui esso può verificarsi e non verificarsi: tale numero dei casi nei giochi d'azzardo è noto; in altri esempi è ignoto, come quando si tratta di determinare la probabilità che, di due persone di diversa età, premuoia la più vecchia. Ora io mi sono domandato se quel numero dei casi che a priori ci sfugge non si possa determinare a posteriori, mediante molte osservazioni, sulla base di quanto è avvenuto in esempi simili. E così, se, contro 1.000 casi in cui muore prima il più vecchio, se ne riscontrano 500, in cui al contrario muore prima il più giovane, potremo dire che la probabilità di premorienza del più vecchio è doppia di quella del più giovane.

Anche la più stupida delle persone sa — per non so quale

istinto di natura e senza nessun precedente ammaestramento — che, più cresce il numero delle osservazioni, e minore è il pericolo di allontanarsi dal vero ; tuttavia darne accurata dimostrazione matematica è indagine tutt'altro che spregevole. Io mi sono proposto per di più di ricercare se, col crescere delle osservazioni, la probabilità di non discostarsi dal vero rapporto tende asintoticamente ad un limite inferiore all'unità — nel qual caso vano sarebbe lo sforzo di desumere empiricamente la probabilità dal numero di casi osservati — o invece tende alla certezza.

Ora io ho trovato che le cose stanno in questo secondo modo. Io sono così in grado di determinare quale è il numero delle osservazioni da fare perchè risulti 100, 1000, 10.000 volte più verosimile (e quindi moralmente certo), che il rapporto tra il numero dei casi così determinato corrisponda, anzi che non corrisponda, alla probabilità vera — ciò che nell'uso della vita civile è sufficiente perchè le nostre previsioni vengano dirette in ogni contingenza non meno scientificamente che nei giochi d'azzardo.

Nescio Vir Amplissime an speculationibus istis soliditatis aliquid inesse Tibi videtur — soggiunge il Bernoulli. Nel qual caso ti sarei grato se volessi suggerirmi qualche argomento giuridico in cui tu giudichi che esse possano utilmente applicarsi. Forse qualcosa c'è che mi possa servire nel trattato del Pensionario De Witt che ho visto citato, ma che non conosco. Se così è, desidererei averne una copia (p. 77-78).

In data 3 dicembre, Leibniz risponde, più che circospetto, scettico.

La stima delle probabilità è utilissima, ma, negli argomenti giuridici e politici, più che le sottigliezze del calcolo importa una accurata enumerazione di tutte le circostanze. Tu ricerchi se si possa ottenere empiricamente una stima perfetta della probabilità e credi di esservi riuscito. Vedo a ciò una difficoltà intrinseca, chè, a mezzo di esperimenti finiti, non si può determinare ciò che deriva da un infinito numero di circostanze. E chi ti dice che l'esperimento successivo non differisca in qualcosa dalla legge che regola tutti i precedenti ? Non puoi mettere limiti alla natura delle cose così che essa non varî nel futuro. Vero è che, se empiricamente non si può avere una stima perfetta, non perciò la stima empirica sarà in pratica meno utile e sufficiente. Quanto all'opera del Pensionario De Witt, si tratta di un opu-

scoletto a carattere divulgativo — e perciò scritto in lingua belga — che tratta del calcolo delle rendite vitalizie (pp. 83-84).

Bernoulli replica, un po' piccato, il 24 aprile 1704.

Che, nel campo delle materie giuridiche, la teoria delle probabilità non abbisogni solo dell'enumerazione delle circostanze, ma anche di ragionamento e di calcolo, me lo insegnano varie questioni relative alle assicurazioni, alle rendite vitalizie, ai patti dotali e via dicendo, come mostrerò a suo tempo. Le tue obiezioni contro il mio procedimento di determinare empiricamente il rapporto fra i numeri dei casi investono in realtà, al pari di questo, il procedimento della determinazione *a priori*. Ma io già ti dissi che del mio assunto sono in grado di dare la dimostrazione. La vide mio fratello più di 12 anni fa e l'approvò.

Per che ti riesca più chiaro il mio pensiero ti farò un esempio. In un'urna pongo 200 palle bianche e 100 nere. Tu ignori tale rapporto e vuoi determinarlo sperimentalmente. Farai successive estrazioni e prendi nota del colore delle palle estratte che poi rimetti nell'urna. Io dico che, assunti due rapporti limite, comunque vicini, per esempio 201 a 100 e 199 a 100, si può scientificamente fissare il numero delle estrazioni da fare perchè il rapporto ignoto cada tra detti limiti, con una probabilità 10, 100, 1000 volte maggiore della probabilità che cada fuori di essi.

Analogamente, si può determinare la probabilità che di due persone, la più vecchia muoia prima della più giovane. Nè vale il dire che il numero delle cause di morte è infinito, perchè anche tra due infiniti si può istituire un rapporto finito. Che se poi nuove cause di morte sopravvengono, nuove osservazioni dovranno farsi.

Da quanto tu mi scrivi — soggiunge Bernoulli — l'opuscolo di De Witt contiene qualcosa che serve egregiamente al mio scopo. Poichè invano io ne ho fatto ricerca ad Amsterdam, ti prego di mandarmi in prestito il tuo esemplare alla prima occasione (pagine 87-89).

Rispondendo il 28 novembre dello stesso anno, Leibniz dichiara di non essere riuscito a trovare l'opuscolo di De Witt ; ne farà però ricerca, per quanto pensi che non contenga nulla che possa riuscire molto nuovo a Bernoulli.

Quanto alla controversia sostanziale, osserva che, in certi fenomeni *non satis colligatis*, non è punto certo che, accrescendo

il numero delle osservazioni (come quando nuovi anni si aggiungano ai dati sulle malattie), ci si avvicini al vero rapporto medio nell'universo — anche se la prudenza consigli di ritenere che così sia — mentre ci si avvicina sempre in serie quale quella di Ludolph (p. 94).

Nella lettera del 28 febbraio 1705, Bernoulli ricorda ancora a Leibniz di mandargli, quando gli capiterà tra le mani, il trattato di De Witt il cui contenuto, qualunque esso sia, non gli può non riuscire nuovo (dalla successiva lettera del 22 marzo — ultima scritta da Leibniz a Bernoulli risulta che Leibniz non l'aveva ancora trovato).

All'obiezione di Leibniz, Bernoulli non risponde — evidentemente non valutandone la portata — mentre riafferma categoricamente il suo punto di vista. *Quod Verisimilitudines spectat, et earum augmentum pro aucto scil. observationum numero, res omnino se habet ut scripsi, et certus sum Tibi placituram demonstrationem, cum publicavero* (pp. 95-97).

Non risulta (o almeno a me non risulta) quale accoglienza Leibniz abbia poi fatto alla dimostrazione, e in generale a tutta l'opera, di Bernoulli ; ma dal suo silenzio è lecito inferire che egli non l'abbia apprezzata a dovere.

Con lettera del 9 settembre 1713, gliene preannunciavano contemporaneamente l'invio il nipote di Giacomo Bernoulli, Nicola, che ne aveva curato l'edizione postuma (p. 989 delle lettere sopra citate), e il fratello Giovanni, che con Leibniz intratteneva corrispondenza attivissima (p. 922), e il 28 febbraio successivo Nicola, riscrivendo, precisava che l'opera sarebbe stata mandata, salvo indicazioni in contrario, alla fiera di Francoforte (p. 992). Da Vienna, Leibniz rispondeva il 31 marzo a Giovanni, chiedendo che essa fosse mandata, invece, preferibilmente al libraio Forster di Hannover o ad altro commerciante di Hannover o di Brunsvig (p. 930). Il 23 maggio Giovanni inviava a Leibniz la ricevuta, dal Forster rilasciatagli, del pacco contenente l'*Ars conjectandi* e le sue *Manuaria nautica* allora allora uscite (p. 931). La successiva lettera di Leibniz, scritta da Hannover il 30 dicembre, dà a vedere di aver ricevuto il pacco, in quanto del manuale di nautica, che pur aveva appena scorso, scrive in termini molto elogiativi (p. 933), ma dell'*Ars conjectandi* non fa parola, nè su questa più si ritorna nella corrispondenza suc-

cessiva tra lui e Giovanni, protrattasi sino alla vigilia della morte di Leibniz. L'ultima lettera di Giovanni Bernoulli, scritta l'11 novembre 1716 da Basilea (p. 972-973), non dovette trovar vivo Leibniz, mancato tre giorni dopo ad Hannover.

***

È chiaro, da tutto quanto precede, che non si trattava, da parte di Bernoulli, di una dimostrazione da fare, ma di una dimostrazione definitiva, fatta da lungo tempo e già da 12 anni sottoposta al fratello Giovanni. Tutto ciò che Bernoulli domandava a Leibniz era l'indicazione di argomenti giuridici o politici per le applicazioni, applicazioni che non aveva ancora fatto nè arrivò in tempo a fare, lasciando l'opera incompiuta.

Che il teorema da 12 anni sottoposto al fratello, a cui Bernoulli allude nelle sue lettere a Leibniz, fosse quello stesso, a cui aveva lavorato per 20 anni e di cui, nel capitolo IV della Quarta Parte dell'*Ars Conjectandi*, preannunciava la successiva esposizione per darne poi la soluzione nel successivo capitolo V, pare evidente, ed è confermato dalle qualifiche, sostanzialmente uguali, che l'Autore ne dà nell'*Ars Conjectandi*. («*Problema singulare*», p. 223 «*cujus tum novitas, tum summa utilitas cum pari coniuncta difficultate*», p. 227) e nella lettera a Leibniz del 3 ottobre 1730 («*soluto eum in finem singulari quodam Problemate, quod difficultatis commendationem non parvam, utilitatis longe maximam habet*», p. 77).

Nè pare che Bernoulli restasse menomamente impressionato dalle obiezioni di Leibniz. Ciò si desume, non solo dalla categorica riaffermazione e dalla ferma fiducia espressa nella lettera del 28 febbraio 1705, con cui chiude la discussione, ma dalla risposta altresì, che, pur senza nominare Leibniz, egli dà alle sue obiezioni alla fine del Capitolo IV della Quarta Parte dell'*Ars Conjectandi* prima di passare alla esposizione del teorema.

Le obiezioni a cui risponde sono tre (p. 227) :

1) *Objiciunt primò, aliam esse rationem calculorum, aliam morborum aut mutationum aeris ; illorum numerum determinatum esse, horum indeterminatum et vagum ;*

2) *Objiciunt secundò, calculorum numerum finitum esse, morborum etc. infinitum ;*

3) *Ajunt tertiò, numerum morborum non manere constanter eundem, sed quotidie novos pullulare.*

Già abbiamo visto le risposte che, nelle lettere a Leibniz, Bernoulli dava alle due ultime obiezioni: egli sostanzialmente le ripete nell'*Ars Conjectandi*.

Quanto alla prima obiezione considerata, non credo azzardato riconoscere in essa l'ultima obiezione formulata dal Leibniz nella sua lettera del 28 novembre 1704, obiezione a cui il Bernoulli non aveva allora dato risposta. La risposta che ora Bernoulli dà è che, sia nell'esempio delle palle dell'urna (*calculi*), sia nell'esempio delle malattie o del clima, le nostre cognizioni sono incerte ed indeterminate.

La quale risposta — se ben intendo l'obiezione di Leibniz — non è calzante. Ricordando quanto, nella precedente lettera, questi aveva detto sul possibile insorgere di nuove cause di morte, mi pare invero che l'obiezione di Leibniz sia da interpretarsi nel senso che, quando la probabilità di un fenomeno varia, come appunto avviene per la mortalità, non si è certi che, col crescere delle osservazioni, cresca continuamente la probabilità che un errore resti compreso entro dati limiti. L'obiezione in realtà non è valida, come risultò poi dal teorema, di cui doveva dare la dimostrazione Poisson; ma ad essa nulla avrebbe potuto opporre Bernoulli, in quanto il suo teorema presuppone, nel fenomeno, una probabilità costante durante il corso di tutte le osservazioni.

Più grave e fondamentale obiezione, che il Leibniz non aveva fatto, nè il Bernoulli si era prospettato, è che risalire dalla trequenza osservata alla probabilità ignota costituisce un problema di probabilità inversa, mentre il teorema di Bernoulli risolve un problema di probabilità diretta, insegnando a desumere dalla probabilità, nota a priori, la frequenza osservata.

Il teorema di Bernoulli non rispondeva dunque al problema pratico, che egli si era proposto, di determinare empiricamente la probabilità con un'approssimazione grande a piacere — in ciò sono d'accordo col Keynes; ma — e in ciò invece dal Keynes dissento — il Bernoulli riteneva che vi rispondesse.

***

Quell'indebito passaggio dalla probabilità diretta alla probabilità inversa, che riaffiora talvolta nei lavori di Laplace e di

Poisson e — come ho messo in luce (1) — sta alla base dei metodi dei testi di significatività e degli intervalli di fiducia proposti dalla Scuola inglese, trova così la sua radice in Giacomo Bernoulli : esso costituisce — potremmo dire — il peccato originale del Calcolo delle probabilità. Ci si rende conto, così, come esso sia tanto difficile a sradicare.

La portata di tale errore logico è tale che contro di esso non si metterà mai in guardia abbastanza. Esso sta alla base, invero, non solo dei predetti metodi, con cui si pretende misurare, senza ricorrere ad alcuna ipotesi, l'attendibilità dei dati statistici : ma — ciò che è non meno importante — è implicito in un ragionamento, da cui si alimenta tutto l'indirizzo mistico contemporaneo.

La estrema improbabilità che, in una combinazione a caso degli elementi naturali, si verifichino i fenomeni che noi osserviamo in natura, porta infatti a riguardare come estremamente improbabile in teoria, e ad escludere in pratica, che essi si verifichino per effetto del caso e induce a postulare una forza regolatrice soprannaturale. Si osserva, ad esempio, che, in una combinazione a caso, vi sarebbe una probabilità evanescente, inferiore a 10^{-600}, che, dagli elementi inorganici, si produca una delle più semplici molecole organiche, composta di 2000 atomi, e se ne conclude che è praticamente certo che tale molecola non può essere derivata da una combinazione a caso degli elementi inorganici. Dalla soluzione di un problema di probabilità diretta, ci si ritiene così indebitamente autorizzati ad una conclusione la quale implica invece la soluzione, per cui non si posseggono gli elementi, di un problema di probabilità inversa.

L'assurdo a cui può portare un procedimento siffatto risulterà chiaro da un altro esempio.

La probabilità di vincere una quaderna è di 1/511038 : ragionando nel modo sopra detto, si è portati alla conclusione che

---

(1) Vedi, in particolare, i discorsi inaugurali della I e della VII riunione scientifica della Società It. di Statistica pubblicati negli Atti di detta Società : *I pericclì della Statistica*, Ottobre 1939 ; *I testi di significatività*, giugno 1943, e l'articolo, riassuntivo di questi e di altri scritti, *Intorno alle basi logiche e alla portata gnoseologica del metodo statistico* pubblicato in italiano in « Statistica ». 1941-46, in spagnolo in «Anales del Instituto de Actuarios Españoles » Año IV, 1946 e, con molte aggiunte, in portoghese in « Revista Brasileira de Estatistica », 1948.

la vincita di una quaderna abbia solo una probabilità su 511038 di derivare dal caso e 511037 probabilità di essere il prodotto di artificio od imbroglio.

Un caustico collega di Padova soleva dire che, in Italia, non si può giocare al lotto, perchè chi perde, o fa una vincita trascurabile, viene lasciato in pace, ma chi, per sua disavventura, fa una grossa vincita viene messo in prigione, in base appunto allo specioso argomento che la probabilità della combinazione vincente è così piccola che la sua uscita non può ragionevolmente attribuirsi al caso.

Non vi è chi a tale argomento non si ribelli ; eppure – ripeto identico, dal punto di vista logico, è l'argomento che, da Bernoulli in poi, corre, come di buona lega, anche tra i più seri cultori di Calcolo delle probabilità e sta alla base delle moderne teorie statistiche dei testi di significatività e degli intervalli di fiducia, ed ancora identico, dal punto di vista logico, è l'argomento con cui le correnti mistiche moderne credono di poter rafforzare la loro reazione antimaterialista. Valga ciò a mostrare quanto diversa sia la sensibilità critica della mente umana quando si tratta di speculazioni teoriche o, invece, di materie che investono direttamente i propri vitali interessi.

***

La concezione che Bernoulli ha della probabilità è soggettiva : egli la concepisce – come sopra ho detto – quale una frazione della certezza, che dipende dal numero e dalla probatorietà degli argomenti pro o contro l'esistenza del fenomeno. Chi rilegge Bernoulli dopo avere letto Keynes non può sottrarsi all'impressione che questi abbia direttamente attinto a Bernoulli nella sua costruzione – ingegnosa e brillante, ma per me non persuasiva – della teoria della probabilità su basi soggettive.

Concezione soggettiva e concezione oggettiva della probabilità rappresentano, d'altra parte, a mio modo di vedere, due punti di vista diversi bensì, ma non inconciliabili, e i risultati raggiunti in base ad una concezione sono di solito facilmente traducibili in base all'altra. Così è della distinzione che Bernoulli fa tra necessità o contingenza dell'argomento e necessità o contingenza del suo valore probatorio.

Un argomento – egli dice – può essere necessario (*necessario existens*), ma non tale che necessariamente ne segua il fenomeno di cui si vuole misurare la probabilità (*contingenter indicans*) ; viceversa, l'argomento può essere contingente (*contingenter existens*), ma tale che, se esiste, ne segue di necessità il fenomeno in questione (*necessario indicans*) e, infine, l'argomento può essere contingente (*contingenter existens*) e tale che, dato che esista, non ne segue necessariamente il fenomeno in questione (*contingenter indicans*). Ecco un esempio fatto da Bernoulli. Dal mio pigro fratello non ricevo da tempo lettere. Quale la causa ? Posso prendere in considerazione tre circostanze: la pigrizia, la morte, gli affari. La pigrizia certamente esiste, ma non esclude assolutamente che egli possa scrivermi (*necessario existens et contingenter indicans*) ; la morte può essere o non essere intervenuta (*contingenter existens*), ma, se è intervenuta, esclude che egli possa scrivermi (*necessario indicans*) ; gli affari possono essere o non essere in causa, ma, anche se sono in causa, non escludono assolutamente la possibilità di scrivermi (*contingenter existens et contingenter indicans*).

È chiaro che la distinzione bernoulliana corrisponde a quella tra probabilità *a priori* delle cause e probabilità che, intervenendo l'una o l'altra causa, si verifichi l'evento, distinzione su cui – partendo da una concezione obiettiva della probabilità – si doveva basare, mezzo secolo dopo, Bayes per la determinazione delle probabilità *a posteriori*. In questo campo, Bernoulli è stato dunque un precursore ; ma anche qui appare chiaro come egli non abbia saputo compiere il passo che separa le probabilità *a priori* dalle probabilità *a posteriori*. La determinazione della probabile causa della mancanza di lettere del fratello evidentemente è un problema di probabilità *a posteriori* delle cause e, distinte le probabilità *a priori* delle cause dalle probabilità che ognuna di queste determini il fenomeno, Bernoulli si era apprestato tutti gli elementi per risolverlo, ma doveva lasciare a Bayes il vanto della soluzione.

Pubblicati postumi nel 1764 e 1765 (nelle « Philosophical Transactions » del 1763 e 1764), a cura del Price, i saggi del Bayes non furono valutati in tutta la loro portata ; ma questa divenne evidente dopo che, nel 1774, Laplace diede al teorema di Bayes quella formulazione generale e precisa che divenne poi tradizionale (1).

(1) P. S. De Laplace, *Mémoire sur la probabilité des causes par les événements*, « Mém. prés. à l'Acad. des Sc. », Vol. 6, pagg. 621-655, 1774.

I contemporanei si resero allora conto che il grande problema che Giacomo Bernoulli aveva risolto non rispondeva allo scopo che egli si era prefisso. Lo dichiaravano esplicitamente Prevost e Lhuilier (1) « Et d'abord Jac. Bernoulli et tous ceux qui ont suivi sa marche, n'ont fait, on doit le dire, que de vaines tentatives pour arriver à cette estimation [des causes]. Leurs méthodes, quelque belles et utiles qu'elles fussent à d'autres égards, ne reposant point sur le principe étiologique (2), ne donnoient finalement que l'estimation des effets par la cause. C'est ce qu'on peut reconnoître en jetant les yeux sur le grand problème, en apparence expérimental, qui est résolu à la fin de l'*Ars Conjectandi*, repris par Moyvre (sic !) Bayer (sic !) et Price etc., (3) et traité par ces divers mathématiciens d'une manière plus exacte, mais non sur d'autres principes. Dans ce problème, il s'agit de déterminer d'après la connoissance de la nature d'un dé, la probabilité qu'en jouant un très-grand nombre de coups, on obtiendra des résultats contenus entre certaines limites, voisines d'un rapport qu'indiquent les faces du dé. Ainsi on conclut dans ce problème de la cause aux effets, et non des effets à la cause. Ces Stochasticiens se sont écartés du but, mais n'ont pas commis d'erreur » (pp. 26-27).

La conclusione, a cui – prima di avere letto questa memoria di Prevost e Lhuilier – mi aveva condotto, in contrasto col Keynes, l'analisi dell'*Ars Conjectandi* e della corrispondenza con Leibniz, non faceva così che ristabilire una verità che non era sfuggita –

---

(1) P. Prevost e S. A. Lhuilier, *Remarques sur l'utilité et l'étendue du principe par lequel on estime la probabilité des causes.* « Mem. Ac. Berlin » (1796), pag. 25-41, 1799.

(2) Così Prevost e Lhuilier avevano chiamato, in una precedente memoria, il noto principio posto da Laplace a base della determinazione della probabilità delle cause : « Si un événement peut être produit par un nombre *n* de causes differents, les probabilités de l'existence de ces causes prises de l'événement, sont entre elles, comme les probabilités de l'événement prises de ces causes ». (vedi *Mémoire sur l'art d'estimer la probabilité des causes par les effets.* « Mém. Ac. Berlin, 1796 », (Classe de philosophie speculative, pagg. 3-24 1799.

(3) Si noti come Prevost e Lhuilier non si rendessero conto che Bayes e Price, a differenza di Bernoulli e de Moivre, si erano occupati del problema della probabilità delle cause. Per la determinazione della probabilità delle cause, essi si rifanno sempre ed esclusivamente, in questa come nelle altre loro memorie, a Laplace.

e sarebbe stato strano che fosse altrimenti – ai contemporanei di Bayes e Laplace.

***

Vi è un altro punto della teoria della probabilità sul quale la lettura dell'*Ars Conjectandi* può gettare luce: l'origine della cosidetta « definizione della probabilità matematica », secondo la quale la probabilità di un fenomeno è data dal rapporto tra i casi favorevoli al verificarsi del fenomeno e tutti i casi ad esso favorevoli o contrari, tutti i casi essendo ugualmente possibili.

Abbiamo già visto come tale proposizione si incontri già in Bernoulli, ma non come una *definizione* della probabilità, bensì come una *misura* della probabilità, di cui già si presupponeva di avere il concetto. Effettivamente, come si misura una grandezza, se non determinando quante unità di misura – tutte supposte uguali tra loro – sono in essa contenute ? E come si misura il rapporto tra due grandezze, se non ragguagliando il numero delle unità di misura – tutte uguali tra loro – contenute in una delle due grandezze al numero delle unità che sono contenute nell'altra? Il rapporto di probabilità può appunto riguardarsi come un caso particolare del rapporto tra due grandezze: la possibilità di un evento e la possibilità di un evento più comprensivo, di cui il primo può considerarsi una modalità; scelta un'unità di misura della possibilità, a cui si dà il nome di « caso », ne segue la cosidetta definizione della probabilità matematica sopra esposta.

Essa non è – come si è preteso – un'oziosa tautologia: come tutte le misure, invero, essa ha un valore economico, in quanto riconduce tutte le gradazioni della probabilità ad un'unità di misura. Ma essa presuppone, d'altra parte, il concetto di tale unità di misura, quella, cioè, del caso possibile e quindi non esime dal definire il concetto di possibilità o probabilità (1).

Su questo punto, Bernoulli ha visto meglio di quanto non veda la generalità dei probabilisti moderni.

***

La fama di Giacomo Bernoulli è fama di analista, basata sulla dimostrazione del teorema che da lui ha preso nome; ma il suo acume logico, quale si rivela nell'*Ars conjectandi*, del pari che nella

(1) Vedi, su questo argomento, l'articolo *Concept et mesure de la probabilité* in « Dialectica », Vol. III, N. 1-2, 1949.

corrispondenza con Leibniz, non è invece adeguatamente apprezzato. Anche quando le sue conclusioni non appaiono esaurienti – e non si può pretendere che due secoli e mezzo siano passati invano – non si può non rimanere colpiti dalla chiarezza con cui egli pone e distingue le questioni, dalla finezza del suo ragionare, dalla scelta felice delle esemplificazioni.

È curioso come la Parte IV dell'*Ars Conjectandi* – di gran lunga la più importante, dal punto di vista analitico, e la sola importante, dal punto di vista logico – sia quella che ha avuto il minimo di traduzioni. Mentre la Parte I e II, invero, sono state tradotte separatamente in francese e rispettivamente in inglese, vi è, di tutta l'opera – per quanto io so - una sola traduzione tedesca e nessuna traduzione particolare della Parte IV.

Se la Società Svizzera di Statistica, che ha sede nella città che ha avuto l'onore di dare i natali a Giacomo Bernoulli, si facesse promotrice della traduzione in inglese o francese della Parte IV, credo che aggiungerebbe, a quelli che già ha, un altro titolo di merito, fornendo materiale di ammirazione e riflessione ai molti a cui riesce difficile la lettura in latino e in tedesco.

CORRADO GINI

Considerazioni sulle probabilità a posteriori e applicazioni al rapporto dei sessi nelle nascite umane (1)

PARTE PRIMA

Considerazioni sulle probabilità a posteriori

1. Determinare la probabilità che un fenomeno A si verifichi x volte in s osservazioni future è un problema che si presenta ad ogni istante e sulla cui importanza sarebbe superfluo insistere.

Per lo più, noi non siamo in grado di risolverlo in base a nozioni *a priori* sulla probabilità di avverarsi di A. Nozioni di questo genere si posseggono nei giuochi che l'uomo ha combinato convenzionalmente e alla condizione che gli strumenti adoperati non presentino sensibili irregolarità di costruzione. Ma usualmente, per giudicare della probabilità di avverarsi di A in s osservazioni future, ci dobbiamo fondare sulla sua frequenza in n osservazioni precedenti, ricorrendo all'ipotesi che la sua probabilità di verificarsi sia costante nel corso di tutte le $n + s$ osservazioni. Procediamo, in tal caso, a una *determinazione a posteriori della probabilità.*

[(1) Questa memoria venne stampata negli «Studi Economico-Giuridici della Università di Cagliari», anno III, 1911. Esaurita da molto tempo, ne furono fatte alcune riproduzioni dattiloscritte da studiosi che ad essa erano particolarmente interessati. Oltre che per rispondere alla loro richiesta, si ristampa qui perchè essa costituisce il presupposto di una memoria del Prof. Giuseppe Pompilj, che sarà pubblicata nel successivo fascicolo di questa Rivista, del pari che di altre memorie sul rapporto delle nascite umane che sono in corso di preparazione presso l'Istituto di Statistica dell'Università di Roma.

La memoria viene riprodotta senza variazioni. Si è aggiunta solo qualche nota che è stata, come questa, posta tra parentesi quadre].

Il problema della determinazione a posteriori della probabilità per avvenimenti futuri, nella sua forma più generale, può appunto formularsi così: *Determinare la probabilità che, in* s *osservazioni future, il fenomeno* A *si avveri* x *volte, conoscendo che, in* n *osservazioni precedenti, esso si è avverato* m *volte e supponendo che, nel corso delle* n + s *osservazioni, la sua probabilità di verificarsi rimanga invariata.*

2. In questo lavoro, indicheremo in generale con $P_{b,c}$, la probabilità (1) che il fenomeno A si verifichi b volte in c osservazioni; in particolare, $P_{1,1}$ ossia. come scriveremo più brevemente, P indicherà la probabilità di verificarsi di A. Con ${}_{d,e}P_{b,c}$ indicheremo la probabilità che A si avveri b volte in c osservazioni, quando si è avverato d volte in e osservazioni. Così la probabilità che A si avveri x volte in s osservazioni future, quando si è avverato m volte in n osservazioni passate, sarà ${}_{m,n}P_{x,s}$; in particolare, ${}_{m,n}P_{1,1}$, ossia, come scriveremo più brevemente, ${}_{m,n}P$ indicherà la probabilità di verificarsi di A quando esso si è avverato m volte in n precedenti osservazioni. Si suole chiamare ${}_{m,n}P$ *probabilità a posteriori di* A.

3. Dire che la probabilità di verificarsi di A rimane invariata nel corso delle $n + s$ osservazioni equivale a dire che rimane invariato il rapporto fra i casi favorevoli e i casi contrari al verificarsi di A. Noi diremo che allora il fenomeno A dipende, nel corso delle $n + s$ osservazioni, *da uno stesso sistema di cause* (2).

Ora si possono dare due casi: o che il fenomeno A ammetta. soltanto un sistema di cause; o che esso ne ammetta parecchi Per esempio, il levarsi del sole, dall'inizio alla fine del mondo, ammette un unico sistema di cause; la proporzione di vittorie di un

---

(1) Nel corso di questo lavoro, quando si parla di *probabilità* di un fenomeno, si intende la sua *probabilità matematica*, data dal rapporto del numero dei casi favorevoli al numero dei casi egualmente possibili del fenomeno; per designare la sua *probabilità empirica* o *probabilità statistica*, si è usata la parola *frequenza*.

(2) Di solito, nei trattati di calcolo delle probabilità, si dice che il fenomeno A dipende, in tal caso, da una stessa *causa* nel corso delle $n + s$ osservazioni. La parola causa viene intesa allora in senso diverso da quello del linguaggio corrente: *causa* non è il complesso di circostanze che determina necessariamente il verificarsi di A, ma il complesso di circostanze che dà ad A una certa probabilità di verificarsi; e vi sono tante *cause* di A quante sono le probabilità di verificarsi che A può avere nel corso delle $n + s$ osservazioni. Noi abbiamo preferito parlare di *sistemi di cause* per non discostarci dal comune significato delle parole.

concorrente (ciclista o corridore o schermidore o tiratore al bersaglio) sopra un altro, nelle prove disputate in un giorno, ammette invece tanti sistemi di cause, quante sono le possibili relazioni di forza, in cui, in un giorno, si possono trovare i due concorrenti. Il primo però può riguardarsi come un caso limite del secondo, che si avvera quando, tra i varî sistemi di cause da cui A può dipendere, uno ha una probabilità $= 1$ e gli altri una probabilità $= 0$. Si può pertanto limitarsi a considerare il secondo caso come caso generale.

4. Sieno v i sistemi di cause che ammette il fenomeno A. Indichiamo con ${}_{m,n}r_y$ la probabilità che, quando A si è avverato m volte in n osservazioni, sia in azione il sistema di cause y^{mo} e con ${}^yP_{x,s}$ la probabilità che, se esso è in azione, il fenomeno A si avveri x volte in s osservazioni.

Sarà

$$ {}_{m,n}P_{x,s} = \sum_{y=1}^{v} {}_{m,n}r_y \, {}^yP_{x,s} \qquad (I) $$

Se p_y è la probabilità che in generale entri in azione il sistema di cause y^{mo}, e ${}^yP_{m,n}$ è la probabilità che, se esso è in azione, A si avveri m volte su n osservazioni, sarà (per il noto teorema di Bayes):

$$ {}_{m,n}r_y = \frac{p_y \, {}^yP_{m,n}}{\sum_{y=1}^{v} p_y \, {}^yP_{m,n}} \qquad (II) $$

e quindi

$$ {}_{m,n}P_{x,s} = \frac{\sum_{y=1}^{v} p_y \, {}^yP_{m,n} \, {}^yP_{x,s}}{\sum_{y=1}^{v} p_y \, {}^yP_{m,n}} \qquad (III) $$

L'importanza pratica di questo risultato è però presso che nulla. I valori di ${}^yP_{m,n}$ e ${}^yP_x$ si potrebbero determinare facilmente se fosse nota la probabilità ${}^yP$ che A si avveri quando agisce il sistema di cause y^{mo}. Ma (tranne in certi giuochi conven-

zionalmente preparati) manca così la conoscenza dei ${}^{y}P$, come quella dei p_y, per modo che riesce impossibile di determinare, in base alla (III), il valore di ${}_{m,n}P_{x,s}$.

In tale ignoranza, alcuni ritengono di poter ricorrere alle ipotesi che v sia infinitamente grande, che p_y sia uguale per tutti i v sistemi di cause e che ${}^{y}P$ assuma, col variare di y, tutti gli infiniti valori tra 0 e 1.

In tal caso si dimostra (1) che è

$$ {}_{m,n}P_{x,s} = \frac{s!\,(m+x)!\;(n-m+s-x)!\;(n+1)!}{x!\,(s-x)!\;(s+n+1)!\;m!\;(n-m)!} \qquad \text{(IV)} $$

e in particolare

$$ {}_{m,n}P = \frac{m+1}{n+2} \qquad \text{(V)} $$

Se non che è manifesto che queste ipotesi sono completamente arbitrarie. Da alcuni autori si trova, è vero, affermato che, se n è molto grande, ci si può ritenere autorizzati ad usare la formula (V) anche quando codeste ipotesi non sono soddisfatte (2), ma manca di questa affermazione una vera dimostrazione e noi riscontreremo più innanzi (§ 9) come, in via generale, essa non sia esatta.

5. La determinazione della probabilità a posteriori, secondo lo schema considerato al paragrafo precedente, presuppone certe cognizioni a priori sul numero e sulla probabilità dei varii sistemi di cause e sulla probabilità che quando agisce ciascuno di essi si avveri il fenomeno A. Possiamo dire che è questo uno *schema a priori per determinare a posteriori la probabilità*. Lo chiameremo : *schema per determinare a posteriori la probabilità di un fenomeno in base alla probabilità delle cause.*

Credo che ad esso si possa contrapporre vantaggiosamente uno *schema a posteriori per determinare a posteriori la probabilità.*

In luogo di partire dalla considerazione dei varii sistemi di cause che possono presiedere all'avverarsi di A nelle $n+s$ osser-

---

(1) Cfr., per la dimostrazione, E. Czuber. *Warhrscheinlichkeitsrechnung.* 1 Hälfte Leipzig, Teubner, 1902, Pag. 165.

(2) Cfr., per esempio, E. Czuber. Op. cit. Pag. 166.

vazioni, quando esso si è avverato m volte in n osservazioni, partiamo dalla considerazione dei varii numeri di volte in cui A può verificarsi in $n + s$ osservazioni, quando esso si è verificato m volte in n osservazioni.

Ognuno di questi numeri rappresenterà un *risultato diretto.*

Quando A si è verificato m volte in n osservazioni, nelle $n + s$ osservazioni, esso può verificarsi m, $m + 1$, $m + 2$,.., $m + s$ volte. Sono dunque possibili $s + 1$ risultati diretti.

Diremo risultato diretto i^{mo} quello, secondo il quale il fenomeno A si avvera $m + i$ volte nelle $n + s$ osservazioni.

Chiameremo questo schema : *schema per determinare a posteriori la probabilità di un fenomeno in base alla probabilità dei risultati diretti.*

${}_{m+i,n+s}P_{i,s}$ indicherà la probabilità che, quando si avvera il risultato diretto i^{mo}, vale a dire quando A si avvera $m + i$ volte nelle $n + s$ osservazioni, A si avveri m volte nelle prime n osservazioni, ossia i volte nelle ultime s osservazioni. Ciò sempre nella ipotesi che la probabilità di avverarsi di A si mantenga costante nel corso delle $n + s$ osservazioni.

Con $f_i = P_{m+i,\ n+s}$ indichiamo la probabilità che si avveri il risultato i^{mo}, con $P_{m,\ n}$ la probabilità che il fenomeno A si avveri m volte in n osservazioni.

La probabilità che A si avveri m volte in n osservazioni ed i volte nelle s osservazioni successive sarà, per il noto teorema della probabilità composta, $= P_{m,\ n}\ {}_{m,\ n}P_{i,\ s}$.

La probabilità che A si avveri $m + i$ volte nelle $n + s$ osservazioni ed i volte nelle ultime s osservazioni sarà, per lo stesso teorema, $= f_i\ {}_{m+i,n+s}P_{i,s}$.

Si avverta, d'altra parte, che dire che il fenomeno A si avvera m volte in n osservazioni ed i volte nelle s osservazioni successive è tutt'uno col dire che A si avvera $m + i$ volte nelle $n + s$ osservazioni ed i volte nelle ultime s osservazioni.

Potremo quindi scrivere

$$f_i\ {}_{m+i,\ n+s}P_{i,\ s} = P_{m,\ n}\ {}_{m,\ n}P_{i,\ s} \qquad \text{(V bis)}$$

da cui

$${}_{m,\ n}P_{i,\ s} = \frac{f_i\ {}_{m+i,\ n+s}P_{i,\ s}}{P_{m,\ n}}$$

Se ne deduce

$$\frac{{}_{m,\,n}P_{x,\,s}}{\sum_{i=0}^{s} {}_{m,\,n}P_{i,\,s}} = \frac{f_x \; {}_{m+x,\,n+s}P_{x,\,s}}{\sum_{i=0}^{s} f_i \; {}_{m+i,\,n+s}P_{i,\,s}}$$

e, poichè è $\sum_{i=0}^{s} {}_{m,\,n}P_{i,\,s} = 1$,

$${}_{m,\,n}P_{x,\,s} = \frac{f_x \; {}_{m+x,\,n+s}P_{x,\,s}}{\sum_{i=0}^{s} f_i \; {}_{m+i,\,n+s}P_{i,\,s}} \qquad \text{(VI)}$$

Quando la probabilità P che si verifichi il fenomeno A si mantiene costante nel corso delle $n + s$ osservazioni, il valore di ${}_{m+i,n+s}P_{i,\,s}$ è dato dalla formula (1).

$${}_{m+i,\,n+s}P_{i,\,s} = \frac{s!\,(m+i)!\,(n+s-m-i)!\,n!}{i!\,(s-i)!\,(n+s)!\,m!\,(n-m)!} \qquad \text{(VII)}$$

---

(1) Se la probabilità P del fenomeno A è costante nelle $n + s$ osservazioni, la probabilità che esso si verifichi i volte nelle ultime s osservazioni è indipendente dalla frequenza con cui esso si è avverato nelle precedenti n osservazioni. È quindi

$$P_{m,\,n} \;\; {}_{m,\,n}P_{i,\,s} = P_{m,\,n} \;\; P_{i,\,s}$$

e, in base alla (V bis), ricordando che è $f_i = P_{m+i,\,n+s}$

$$P_{m+i,\,n+s} \;\; {}_{m+i,\,n+s}P_{i,\,s} = P_{m,\,n} \;\; P_{i,\,s}$$

$${}_{m+i,\,n+s}P_{i,\,s} = \frac{P_{m,\,n} \;\; P_{i,\,s}}{P_{m+i\;\,n+s}}$$

Sostituendo, in questa eguaglianza, a $P_{m,\,n}$, $P_{i,\,s}$, $P_{m+i,\,n+s}$ i valori dati dalla nota formula

$$P_{b,\,c} = \frac{b!\,(c-b)!}{c!}\,P^b\,(1-P)^{c-b}$$

si ottiene la (VII).

La (VI) diviene allora

$$_{m,n}P_{x,s} = \frac{f_x \dfrac{(m+x)!\ (n+s-m-x)}{x!\ (s-x)!}}{\sum_{i=0}^{s} f_i \dfrac{(m+i)!\ (n+s-m-i)!}{i!\ (s-i)!}} \qquad \text{(VIII)}$$

Per il caso particolare, in cui è $s = 1$, $x = 1$, è

$$_{m,n+1}P_{0,1} = \frac{n-m+1}{n+1} \qquad _{m+1,n+1}P_{1,1} = \frac{m+1}{n+1}$$

e quindi

$$_{m,n}P = \frac{R(m+1)}{R(m+1)+n-m+1} \qquad \text{(IX)}$$

dove è $R = \dfrac{f_1}{f_0}$

Rilevazioni statistiche permettono molte volte di determinare, su un numero abbastanza grande di osservazioni, le frequenze con cui si avverano i varii risultati diretti. Tali frequenze si possono assumere come valori approssimati delle rispettive probabilità f_i.

Riesce facile allora di calcolare il valore di $_{m,n}P_{x,s}$.

Diamone qualche esempio.

6. 1° *esempio*. Ci si trova di fronte a un parto trigemino. La partoriente ha già messo alla luce 2 maschi. Si attende il terzo nato. Quale è la probabilità che esso pure sia di sesso maschile?

Vi sono 2 risultati diretti possibili: 3 maschi; 2 maschi e 1 femmina.

La statistica ci insegna che, su 100 parti trigemini, in 24 casi si avvera la combinazione 3 maschi e in 27 casi la combinazione 2 maschi e 1 femmina (Italia: 1884-95).

La probabilità che, quando si avvera il risultato diretto: 3 maschi, i due primi nati sieno di sesso maschile è = 1.

La probabilità che, quando si avvera il risultato diretto: 2 maschi e 1 femmina, i due primi nati sieno di sesso maschile è, nella ipotesi che la probabilità di produrre un maschio non varii con l'ordine di generazione, $= \dfrac{1}{3}$

La probabilità teorica che il terzo nato di un parto trigemino sia di sesso maschile, quando i due primi sono maschi, sarà quindi

$$= \frac{24 \times 1}{24 \times 1 + 27 \times \frac{1}{3}} = \frac{24}{33}$$

ossia, all'incirca, di $^{3}/_{4}$.

Qui e in seguito, uso l'espressione « probabilità teorica » per indicare la probabilità ${}_{m,n}P_{r,s}$, calcolata nell'ipotesi che la probabilità P si mantenga costante nel corso delle $n + s$ osservazioni.

2° *esempio*. Si corre un *match* a due prove fra A e B. Il corridore A ha già vinto una prova. Quale è la probabilità che egli vinca anche la seconda?

Il bollettino delle corse ci permette di stabilire che, nei numerosi incontri avvenuti tra A e B, A ha vinto 35 volte su 100 le due prove, 50 volte % ha vinto una prova sola, 15 volte % ha perduto entrambe le prove.

Nel nostro caso, due soli risultati diretti sono possibili: o A vince ambedue le prove, o ne vince una sola. Se A vince ambedue le prove, vi è una probabilità = 1 che abbia vinto la prima prova. Se A vince una prova su due, e la probabilità di vincere è indipendente dall'ordine delle prove, vi è una probabilità = $\frac{1}{2}$ che egli abbia vinto la prima prova.

La probabilità teorica che egli vinca la seconda prova, quando ha vinto la prima, sarà pertanto

$$= \frac{35}{35 + 50 \times \frac{1}{2}} = \frac{7}{12}$$

3° *esempio*. Una coppia ha generato finora 3 maschi e 1 femmina: quale è la probabilità che essa abbia, nei due prossimi parti: 2 maschi; 1 maschio 1 femmina; 2 femmine?

Vi sono 3 risultati diretti possibili: 5 maschi e 1 femmina; 4 maschi e 2 femmine; 3 maschi e 3 femmine.

La statistica ci insegna che le frequenze di questi tre risultati diretti stanno fra loro all'incirca come 10 a 23 a 30 (Sassonia 1876-85).

Se la probabilità di avere un maschio o una femmina è costante durante tutto il corso della generazione, la probabilità di avere avuto, nelle prime 4 nascite, 3 maschi e 1 femmina si trova

facilmente, in base alla (VII), di $^2/_3$ per chi, in 6 nascite, ha avuto 5 maschi e 1 femmina, di $^8/_{15}$ per chi, in 6 nascite, ha avuto 4 maschi e 2 femmine, di $^1/_5$ per chi, in 6 nascite, ha avuto 3 maschi e 3 femmine.

La coppia che ha generato finora 3 maschi e 1 femmina ha quindi la probabilità teorica

$$\frac{23 \times \frac{8}{15}}{10 \times \frac{2}{3} + 23 \times \frac{8}{15} + 30 \times \frac{1}{5}} = \frac{92}{187}$$

di generare, nelle due prossime nascite, un maschio e una femmina. Essa ha la probabilità teorica $\frac{50}{187}$ di generare 2 maschi, e la probabilità teorica $\frac{45}{187}$ di generare 2 femmine.

4° *esempio*. Facciamo un caso analogo. Una coppia ha avuto finora 2 maschi e 4 femmine. Essa ha perduto i due maschi e desidererebbe di averne un altro : si domanda quale probabilità vi è che, avendo un altro figlio, questo sia di sesso maschile.

Vi sono due risultati diretti possibili : 3 maschi e 4 femmine, 2 maschi e 5 femmine.

Supponiamo che la statistica ci dica soltanto che la frequenza del primo risultato diretto sta a quella del secondo come 191 a 107 (Sassonia : 1876-85).

Se la probabilità di avere un maschio è costante durante tutto il corso della generazione, la probabilità di avere 2 maschi e 4 femmine nelle prime 6 nascite è di $^3/_7$ quando, in 7 nascite, si hanno 3 maschi e 4 femmine, e di $^5/_7$ quando, in 7 nascite, si hanno 2 maschi e 5 femmine.

La probabilità teorica che detta coppia abbia un maschio nella 7ª nascita è quindi

$$\frac{191 \times \frac{3}{7}}{191 \times \frac{3}{7} + 107 \times \frac{5}{7}} = 0{,}517$$

7. Noi abbiamo sempre parlato, negli esempi precedenti, di probabilità teoriche. Sarebbe da attendersi che queste probabilità non differissero sistematicamente dalle frequenze effettive, qualora fosse esatta l'ipotesi dalla quale noi siamo partiti : che la probabilità che si verifichi il fenomeno considerato si conservi costante durante il corso delle $n + s$ osservazioni. Qualche volta i dati statistici permettono di calcolare direttamente le frequenze effettive ;

il confronto tra le frequenze effettive e le probabilità teoriche dà allora modo di verificare se la probabilità che si avveri il fenomeno A si conserva veramente costante durante le $n + s$ osservazioni o se invece varia e in qual senso.

Le statistiche, ad esempio, permettono di stabilire che, in Sassonia (1876-85), 15.700 coppie, che avevano avuto 2 maschi e 4 femmine, ebbero una 7ª nascita maschile nel 53 % dei casi. La probabilità teorica invece risultava (§ 6, 4° esempio) di meno del 52 %. Questa differenza fa sorgere il sospetto che la probabilità di avere un maschio non si conservi costante durante tutto il corso della generazione. L'argomento è troppo interessante perchè non valga la pena di approfondirlo. Ad esso è dedicata la seconda parte di questo studio.

8. Consideriamo il caso particolare in cui tutti i risultati diretti abbiano la stessa probabilità. Sarà, in tal caso,

$$ {}_{m,n}P_{x,s} = \frac{{}_{m+x,n+s}P_{x,s}}{\sum_{i=0}^{s} {}_{m+i,n+s}P_{i,s}} \qquad (X) $$

Sostituendo, nel numeratore, il valore dato dalla (VII) e, nel denominatore, il valore dato dalla formula seguente (1) :

$$ \sum_{i=0}^{s} {}_{m+i,\,n+s}P_{i,s} = \frac{n + s + 1}{n + 1}, $$

si ottiene

$$ {}_{m,n}P_{x,s} = \frac{s!\,(m + x)!\,(n - m + s - x)!\,(n + 1)!}{x!\,(s - x)!\,(s + n + 1)!\,m!\,(n - m)!} \qquad (XI) $$

Questa formula è identica alla (IV).

La probabilità che il fenomeno si verifichi x volte in s osservazioni, quando si è verificato m volte in n osservazioni prece-

---

(1) La dimostrazione di questa uguaglianza è dovuta al prof. Luigi Galvani, Assistente di calcolo infinitesimale nella R. Università di Cagliari. Essa è esposta in Appendice a questa memoria.

(2) Questa formula può dedursi anche direttamente dalla (IX), notando che in questo caso è $f_1 = f_0$, $R = 1$.

denti, è dunque la stessa : *a*) quando gli $s + 1$ risultati diretti sono ugualmente probabili ; *b*) quando il fenomeno ammette, con la stessa probabilità, un numero infinito di sistemi di cause, secondo i quali il fenomeno ha una probabilità di verificarsi che passa per gli infiniti valori da 0 a 1.

Se è $s = 1$, $x = 1$, la (XI) diviene (2)

$$_{m,n}P = \frac{m + 1}{n + 2} \qquad \text{(XII)}$$

che dà la probabilità a posteriori del fenomeno A, quando esso si è verificato m volte in n osservazioni precedenti. La (XII) è identica alla (V).

La probabilità a posteriori del fenomeno A, che si è verificato m volte in n osservazioni precedenti, è dunque la stessa : α) quando, in $n + 1$ osservazioni, A ha la stessa probabilità di verificarsi m oppure $m + 1$ volte ; β) quando il fenomeno ammette, con la stessa probabilità, un numero infinito di sistemi di cause, secondo i quali il fenomeno ha una probabilità di verificarsi che passa per gli infiniti valori da 0 a 1.

È manifesto che, soddisfatta la condizione α), può non essere soddisfatta la condizione β). Può darsi infatti che il fenomeno A abbia la stessa probabilità di verificarsi m o $m + 1$ volte in $n + 1$ osservazioni e che non ammetta certi sistemi di cause. Per esempio, un fenomeno può avere la stessa probabilità di verificarsi 24 e 26 volte su 50 osservazioni ed ammettere solo due sistemi di cause, secondi i quali ha rispettivamente una probabilità di verificarsi di $\frac{24}{50}$ e di $\frac{26}{50}$.

Si può invece dimostrare che, soddisfatta la condizione β), è soddisfatta la condizione α).

Se ^{y}P è la probabilità di verificarsi del fenomeno A quando agisce il sistema di cause y^{m_0}, la probabilità che A si verifichi $m + 1$ volte su $n + 1$ osservazioni, sarà

$$^{y}P_{m+1,\,n+1} = \frac{(n + 1)\,!}{(m + 1)!\,(n - m)!}\,{}^{y}P^{m+1}\,(1 - {}^{y}P)^{n-m}$$

Se vi sono infiniti sistemi di cause, ugualmente probabili, secondo i quali ^{y}P assume gli infiniti valori da 0 a 1, la probabilità p_y che entri in azione il sistema y^{m_0} sarà costante e si potrà porre

uguale alla differenza $d\,{}^{\nu}P$ che passa fra due successivi valori di ${}^{\nu}P$.

La probabilità che A si verifichi $m + 1$ volte in $n + 1$ osservazioni, sarà pertanto

$$P_{m+1,\,n+1} = \frac{(n+1)!}{(m+1)!\,(n-m)!} \int_1^0 {}^{\nu}P^{m+1}\,(1 - {}^{\nu}P)^{n-m}\,d\,{}^{\nu}P \qquad \text{(XIII)}$$

Mediante integrazioni parziali, si trova

$$\int_1^0 x^h\,(1-x)^k\,dx = \frac{h!\,k!}{(h+k+1)!}$$

e quindi

$$P_{m+1,\,n+1} = \frac{1}{n+2}$$

Analogamente si dimostra

$$P_{m,\,n+1} = \frac{(n+1)!}{m!\,(n-m+1)!} \int_1^0 {}^{\nu}P^{m}\,(1 - {}^{\nu}P)^{n-m+1}\,d\,{}^{\nu}P = \frac{1}{1+2} \qquad \text{(XIV)}$$

e quindi

$$P_{m,\,n+1} = P_{m+1,\,n+1}$$

La condizione α) è dunque più estesa della condizione β).

Abbiamo così trovato, per la formula (V), una condizione di validità più generale di quella, comunemente enunciata, che il fenomeno ammetta, con uguale probabilità, infiniti sistemi di cause, secondo i quali la sua probabilità di avverarsi assume tutti gli infiniti valori da 0 a 1.

Vero è che alcuni autori affermano, come fu accennato, che, quando n è molto grande, la formula (V) rimane valida anche quando i varii sistemi di cause non hanno la stessa probabilità di entrare in azione; ma come questo, in via generale, non sia esatto, sarà dimostrato nel prossimo paragrafo.

9. Consideriamo un caso più generale di quello esaminato nel paragrafo precedente.

Supponiamo ancora che vi sieno infiniti sistemi di cause, secondo i quali ${}^{y}P$ assume gli infiniti valori da 0 a 1; la probabilità che entri in azione il sistema di cause y^{m_0} sia

$$p_y = \frac{(k+h+1)!}{k!\,h!}\,{}^{y}P^{k}\,(1-{}^{y}P)^{h}\,d\,{}^{y}P \qquad \text{(XIV bis)}$$

dove le costanti k e h sono numeri interi positivi (1).

È $\sum_{x+1}^{v} p_y = 1$

In luogo della (XIII), si ottiene allora

$$P_{m+1,\,n+1} = \frac{(n+1)!}{(m+1)!(n-m)!}\,\frac{(k+h+1)!}{k!\,h!}\int_{1}^{0} {}^{y}P^{m+k+1}\,(1-{}^{y}P)^{\,n-m+h}\,d\,{}^{y}P$$

e, in luogo della (XIV),

$$P_{m,\,n+1} = \frac{(n+1)!}{m!(n-m+1)!}\,\frac{(k+h+1)!}{k!\,h!}\int_{1}^{0} {}^{y}P^{m+k}\,(1-{}^{y}P)^{\,n-m+h+1}\,d\,{}^{y}P$$

Da cui

$$R = \frac{P_{m+1,\,n+1}}{P_{m,\,n+1}} = \frac{m+k+1}{m+1}\,\frac{n-m+1}{n-m+h+1}$$

e, in base alla (IX),

$${}^{m,\,n}P = \frac{m+k+1}{n+k+h+2} \qquad \text{(XV)}$$

Poichè k e h possono assumere qualunque valore intero positivo, è manifesto che il valore della formula (XV), qualunque sia n, può differire essenzialmente dal valore della formula (V).

---

(1) Nel caso particolare che sia $k = 0$, $h = 0$ è $p_y = d\,{}^{y}P$ e si rientra nel caso considerato al paragrafo precedente. [Quando k o h non è intero al fattoriale si sostituisce la frazione Γ. La distribuzione (XIV bis) è nota sotto il nome di *distribuzione* β; essa costituisce un caso particolare delle curve di tipo I di K. Pearson].

10. Per determinare la probabilità che un fenomeno A, il quale si è avverato m volte in n osservazioni, si avveri i volte nelle s osservazioni seguenti, non sempre ci si può basare sulla frequenza con cui, in $n+s$ osserväzioni, il fenomeno A si avvera $m+i$ volte. Molte volte si conosce soltanto la frequenza con cui il fenomeno A si avvera $m+y$ volte in $n+t$ osservazioni, dove è $t > s$.

Quando A si avvera $m+i$ volte in $n+s$ osservazioni, abbiamo detto che si verifica il *risultato diretto* i^{mo}; quando A si avvera $m+y$ volte in $n+t$ osservazioni, diremo che si verifica il *risultato indiretto* y^{mo}.

Cerchiamo di stabilire uno schema a posteriori per determinare a posteriori la probabilità, più generale di quello considerato al § 5, uno schema che si fondi sulla frequenza dei risultati, sieno questi risultati diretti o indiretti. Lo chiameremo in generale *schema per determinare a posteriori la probabilità di un fenomeno in base alla probabilità dei risultati* (1).

Indichiamo con f_y la probabilità che si avveri il risultato y^{mo}. Dati tutti i valori di f_y, è facile dedurre i singoli valori di f_i in base alla formula

$$f_i = \sum_{y=0}^{i} f_y \; {}_{m+y,\, n+t}P_{m+i,\, n+s}$$

In luogo della (VI), dovremo dunque porre

$$ {}_{m,\, n}P_{x,\, s} = \frac{\sum_{y=0}^{t} f_y \; {}_{m+y,\, n+t}P_{m+x,\, n+s} \quad {}_{m+x\, n+s,}P_{x,\, s}}{\sum_{i=0}^{s}\sum_{y=0}^{t} f_y \; {}_{m+y,\, n+t}P_{m+i,\, n+s} \quad {}_{m+i,\, n+s}P_{i,\, s}} \qquad \text{(XVI)}$$

[(1) In una memoria sopra *Os fundamentos e o alcance do metodo estatistico*, in « Revista Brasileira de Estatistica », Anno IX, N. 33, 1948, viene data, per detto schema in base alla probabilità dei risultati, una formula formalmente diversa, ma sostanzialmente coincidente con la (XVI). In detta memoria viene anche contemplato il caso in cui non si conoscano nè i risultati diretti nè i risultati indiretti (che vengono chiamati *risultati indiretti superiori*) relativi a un numero di casi maggiore di quello dei risultati diretti, ma solo i risultati indiretti (che vengono chiamati *risultati indiretti inferiori*) relativi a un numero di casi inferiore a quello dei risultati diretti, e viene mostrato come lo schema dei risultati indiretti inferiori si applica e quali ipotesi esso presuppone].

Per calcolare il secondo membro di questa uguaglianza, si osservi che è, nel caso che la probabilità di verificarsi di A sia costante nelle $n + t$ osservazioni,

$$m+y,\, n+t P_{m+i,\, n+s} = \frac{(t-s)!}{(y-i)!\,(t-s-y+i)!} \cdot \frac{(m+y)!\,(n+t-m-y)!}{(n+t)!} \cdot \frac{(n+s)!}{(m+i)\,(n+s-m-i)!} \qquad \text{(XVII)}$$

Dalla (XVII) e dalla (VII), si ricava facilmente che il numeratore della (XVI) è

$$= \sum_{y=0}^{t} f_y \cdot \frac{s!}{x!\,(s-x)!} \cdot \frac{n!}{m!\,(n-m)!} \cdot \frac{(t-s)!}{(y-x)!\,(t-s-y+x)!} \cdot \frac{(m+y)!\,(n+t-m-y)!}{(n+t)!} \qquad \text{(XVIII)}$$

e il denominatore

$$= \sum_{y=0}^{t} \left(f_y \cdot \frac{n!}{m!\,(n-m)!} \cdot \frac{(m+y)!\,(n+t-m-y)!}{(n+t)!} \sum_{i=0}^{s} \frac{s!}{i!\,(s-i)!} \cdot \frac{(t-s)!}{(y-i)!\,(t-s-y+i)!} \right) \qquad \text{(XIX)}$$

Si noti ora che è

$$\sum_{i=0}^{s} \frac{s!}{i!\,(s-i)!} \cdot \frac{(t-s)!}{(y-i)!\,(t-s-y+i)!} \cdot \frac{y!\,(t-y)!}{t!} = 1$$

e quindi

$$\sum_{i=0}^{s} \frac{s!}{i!(s-i)!} \cdot \frac{(t-s)!}{(y-i)!\,(t-s-y+i)!} = \frac{t!}{y!\,(t-y)!} \qquad \text{(XIX bis)}$$

Sostituendo questo valore nella (XIX), dividendo la (XVIII) per la (XIX) e riducendo, si ottiene

$$m,\, n P_{x,s} = \frac{s!\,(t-s)!}{t!} \cdot \frac{\sum_{y=0}^{t} f_y \cdot \frac{(m+y)!\,(n+t-m-y)!}{x!\,(s-x)!\,(y-x)!\,(t-s-y+x)!}}{\sum_{y=0}^{t} f_y \cdot \frac{(m+y)!\,(n+t-m-y)!}{y!\,(t-y)!}} \qquad \text{(XX)}$$

Nel caso particolare $t = s$, $y = i$, la (XX) si riduce facilmente alla (VIII), ricordando che è $1! = 1, 0! = 1$; $(-K)! = \infty$ (1).

---

(1) Dal concetto di combinazione, deriva immediatamente $\frac{(h-K)!}{h!\,(-K)!} = 0$ da cui $\frac{1}{(-K)!} = 0$, e quindi $(-K)! = \infty$.

11. Vediamo quale valore assume la (XX) quando f_y è costante vale a dire quando i $t+1$ risultati sono ugualmente probabili.

Si noti, per ciò, che è (Cfr. Appendice)

$$\sum_{y=0}^{t} {}_{m+y,n+t}P_{y,\,t} = \frac{n+t+1}{n+1},$$

da cui si ricava immediatamente

$$\sum_{y=0}^{t} \frac{(m+y)!\,(n+t-m-y)!}{y!\,(t-y)!} = \frac{(n+t+1)!\,m!\,(n-m)!}{(n+1)!\,t!} \qquad \text{(XXI)}$$

E analogamente

$$\sum_{y=0}^{t} {}_{m+y,\,n+t}P_{y-x,\,t-s} = \frac{n+t+1}{n+s+1}$$

da cui si ricava facilmente

$$\sum_{y=0}^{t} \frac{(m+y)!\,(n+t-m-y)!}{x!\,(s-x)!\,(y-x)!\,(t-s-y+x)!} = \frac{(n+t+1)!\,(m+x)!\,(n+s-m-x)!}{x!\,(s-x)!\,(n+s+1)!\,(t-s)!} \qquad \text{(XXII)}$$

Se è f_y = costante, e si sostituiscono nella (XX) i valori dati dalla (XXI) e dalla (XXII), la (XX) diviene uguale alla (XI).

Quando dunque i $t+1$ risultati (diretti o indiretti) sono ugualmente probabili, il valore di ${}_{m,n}P_{s,\,s}$ è indipendente da t; esso è, in altre parole, lo stesso, qualunque sia il numero delle osservazioni future a cui si riferiscono i risultati.

12. Facciamo un'applicazione della (XX).

Il primo nato di un parto trigemino è stato un maschio: ci si domanda la probabilità che il secondo nato sia pure un maschio.

Vi sono tre risultati indiretti possibili: 3 maschi, 2 maschi e 1 femmina; 2 femmine e 1 maschio; la cui frequenza risulta rispettivamente $f_2 = 24\ \%$; $f_1 = 27\ \%$; $f_0 = 26\ \%$. (Italia, 1884-85)

In base alla (XX), la probabilità cercata si trova $= \frac{99}{152}$ ossia all'incirca $= \frac{2}{3}$.

Questo calcolo presuppone che la probabilità di essere maschio o femmina sia la stessa per il primo, il secondo o il terzo fra i nati di un parto trigemino.

13. La determinazione a posteriori della probabilità di A sulla base della probabilità dei risultati diretti suppone che la probabilità di verificarsi di A si mantenga costante nelle n osservazioni già fatte e nelle s osservazioni da farsi: la determinazione a posteriori della probabilità di A sulla base della probabilità dei risultati indiretti suppone che la probabilità di verificarsi di A si mantenga costante nelle n osservazioni già fatte e in un numero t di osservazioni future, maggiore del numero s di osservazioni da farsi.

L'ipotesi che la probabilità di verificarsi di A si mantenga costante in un dato numero di osservazioni sarà evidentemente tanto più plausibile quanto più piccolo il numero di osservazioni considerato.

Ciò non significa che la determinazione a posteriori della probabilità che A si verifichi i volte in s osservazioni future sia necessariamente meno esatta quando è eseguita in base alla probabilità dei risultati indiretti che quando è eseguita in base alla probabilità dei risultati diretti; nè che, quando è eseguita in base ai risultati indiretti, essa sia tanto meno esatta quanto più è alto il numero t di osservazioni future a cui i risultati indiretti si riferiscono. Questa conclusione sarebbe vera per il caso in cui la probabilità di verificarsi di A non variasse nelle prime osservazioni future e variasse nelle osservazioni seguenti, e per il caso altresì in cui essa variasse in tutto il corso delle osservazioni future in modo continuato, crescendo sempre o sempre diminuendo. Ma, se invece essa, nel corso delle osservazioni future, varia prima in un senso, poi nel senso opposto, può darsi che la determinazione a posteriori della probabilità sia più esatta, quando è eseguita in base ai risultati indiretti, che quando è eseguita in base ai risultati diretti, e può pure darsi che, quando è eseguita in base ai risultati indiretti, essa sia più esatta quando è più alto il numero delle osservazioni, a cui si riferiscono i risultati indiretti.

Facciamo qualche riscontro, in base ai dati sul sesso dei nati in Sassonia (1876-85).

La frequenza con cui si ha un maschio nella seconda nascita, quando si è avuto un maschio nella prima, risulta ${}_{1,1}P'' = 0{,}51931$.

La probabilità teorica ${}_{1,1}P'$, calcolata in base alla frequenza

dei risultati relativi a t osservazioni future, varia col variare di t nel modo seguente:

per t =	${}_{1,1}P'$ =
1	0.51908
2	0.51747
3	0.51533
4	0.51452
5	0.51552
6	0.51659

Col crescere di t, la differenza tra ${}_{1,1}P'$ e ${}_{1,1}P''$ dapprima aumenta, poi diminuisce. Ciò fa pensare che, nelle famiglie che hanno avuto per primo nato un maschio, cresca dapprima, nelle nascite successive, la tendenza ad avere maschi, diminuisca in seguito. Questa conclusione è in armonia coi risultati ottenuti nella seconda parte di questo studio: risulta infatti (§ 19, Tav. I) che, nelle famiglie, le quali nella prima nascita o nelle due prime nascite hanno avuto tutti maschi, la frequenza effettiva con cui si ha un maschio nella nascita successiva è superiore alla teorica; le famiglie invece, le quali hanno avuto tutti maschi in più di due nascite mostrano nella prossima nascita una frequenza di maschi inferiore alla probabilità teorica.

Risulta invece (§ 19, Tav. IV) che, quando nelle nascite precedenti eccedono i maschi, ma vi sono anche delle femmine, la frequenza effettiva dei maschi nelle nascite successive è sempre minore della probabilità teorica. Pare pertanto da attendersi che la frequenza di una nascita maschile, dopo di avere avuto m maschi e $n - m < m$ femmine, differisca dalla probabilità teorica, determinata in base alla frequenza dei risultati in $n + t$ osservazioni, tanto più quanto più t è grande. Sia, ad esempio, una famiglia che finora ha avuto 3 maschi e 1 femmina. La frequenza con cui si ha un maschio nella 5ª nascita risulta ${}_{3,4}P'' = 0.50350$. La probabilità teorica è la seguente:

per t	è ${}_{3,4}P'$ =
1	0.50955
2	0.51205
3	0.51633
4	0.51709
5	0.51967
6	0.52365

La differenza fra ${}_{3,4}P''$ e ${}_{3,4}P'$, esigua per $t = 1$, va crescendo col crescere di t e diviene già notevole per $t = 6$.

14. La (XVI)$_{\frac{1}{2}}$ può porsi sotto un'altra forma.

Si noti che, quando la probabilità di A si mantiene costante nelle $n + t$ osservazioni, è

$$ {}_{m+y,\ n+t}P_{m,n} = \frac{m!\,(n-m)!}{n!}\,\frac{(m+y)!\,(n+t-m-y)!}{(n+t)!}\,\frac{t!}{y!\,(t-y)!} $$

$$ {}_{y,t}P_{i,s} = \frac{s!}{i!\,(s-i)!}\,\frac{y!\,(t-y)!}{t!}\,\frac{(t-s)!}{(y-i)!\,(t-s-y+i)!} $$

Da queste formule e dalle (XVIII), (XIX), (XIX bis) si ricava

$$ \sum_{o=y}^{t} f_{y\ m+y,\ n+t}P_{m,n}\ {}_{y,t}P_{x,s} = \sum_{y=o}^{t} f_{y\ m+y,\ n+t}P_{m+x,\ n+s}\ {}_{m+x,\ n+s}P_{x,s} $$

$$ \sum_{y=o}^{t} f_{y\ m+y,\ n+t}P_{m,n} = \sum_{y=o}^{s}\sum_{y=o}^{t} f_{\cdot\ m+y,n+s}P_{m+i,\ n+s}\ {}_{m+i,n+}P_{i,s} $$

La (XVI) può quindi porsi anche sotto la forma

$$ {}_{m,n}P_{x,s} = \frac{\sum_{y=o}^{t} f_{y\ m+y,\ n+t}P_{m,\ n}\ {}_{y,t}P_{x,s}}{\sum_{y=o}^{t} f_{y\ m+y,\ n+t}P_{m,\ n}} \qquad \text{(XXIII)} $$

15. La (XXIII) è utile per mostrare la relazione che intercede fra lo schema per determinare a posteriori la probabilità di un fenomeno A in base alla probabilità delle cause e lo schema per determinare a posteriori la probabilità di A in base alla probabilità dei risultati.

Consideriamo il caso particolare in cui t sia infinitamente grande, x ed m sieno trascurabili di fronte ad y ed s ed n sieno trascurabili di fronte a t.

Poichè la probabilità è il limite, a cui tende la frequenza di un fenomeno col crescere del numero delle osservazioni, potremo dire, quando t è infinitamente grande, che a diversi risultati corrispondono diverse probabilità di verificarsi del fenomeno A, ossia diversi sistemi di cause. Al risultato 0, corrisponderà il primo sistema di cause; al risultato 1, il secondo sistema di cause; in ge-

nerale, al risultato y^{mo} corrisponderà il sistema di cause $(y + 1)^{mo}$.

Potremo porre pertanto.

$$p_{y+1} = f_y$$

e (cfr. nota a pag. 6)

$${}_{m+y,\, n+t}P_{m,\, n} = \frac{{}^{y+1}P_{m,n} \quad {}^{y+1}P_{\cdot,t}}{{}^{y+1}P_{m+y,\, n+t}}$$

$${}_{y,t}P_{\cdot,s} = \frac{{}^{y+1}P_{y,t} \quad {}^{y+1}P_{y-x,\, t-s}}{{}^{y+1}P_{y,t}}$$

Ma, poichè m ed n sono trascurabili di fronte a y e rispettivamente a t, potremo porre

$$\frac{{}^{y+1}P_{y,t}}{{}^{y+1}P_{m+y,\, n+t}} = 1$$

e quindi

$${}_{m+y,\, n+t}P_{m,n} = {}^{y+1}P_{m,n}$$

E analogamente, poichè x ed s sono trascurabili di fronte ad y e rispettivamente a t, potremo porre

$$\frac{{}^{y+1}P_{y-x,\, t-s}}{{}^{y+1}P_{y,t}} = 1$$

e quindi

$${}_{y,t}P_{x,s} = {}^{y+1}P_{x,\, s}$$

Se nella (XXIII) a $f_\cdot$, a ${}_{m+y,\, n+t}P_{m,n}$ e a ${}_{y,t}P_{x,s}$ si sostituiscono rispettivamente p_{y+1}, ${}^{y+1}P_{m,n}$, ${}^{y+1}P_{x,s}$ la (XXIII) diviene uguale alla (III).

Lo schema della determinazione a posteriori della probabilità di A, in base alla probabilità delle cause, può dunque riguardarsi come un caso particolare dello schema della determinazione a posteriori della probabilità di A, in base alla probabilità dei risultati, caso che si verifica quando la determinazione della probabilità si fonda sulla probabilità dei risultati indiretti relativi ad un numero grandissimo di osservazioni.

16. Introducendo nella (III) una leggera modificazione, si ottiene una formula per la determinazione a posteriori delle probabilità valida, sia per lo schema in base alla probabilità dei risultati, sia per lo schema in base alla probabilità delle cause.

L'avverarsi del fenomeno A nelle s future osservazioni può dipendere da parecchi sistemi di cause o corrispondere a differenti risultati, diretti o indiretti. Ogni sistema di cause, e similmente ogni risultato, può dunque riguardarsi come un'*eventualità* (1).

Indichiamo con v il numero delle eventualità, con p_y la probabilità che si verifichi l'eventualità y^{ma}; con ${}^yP$ la probabilità di verificarsi di A, secondo l'eventualità y^{ma}; con ${}^yP_{x,s}$ la probabilità che, nell'eventualità y^{ma}, A si verifichi x volte nelle s future osservazioni, con ${}_{m,n}{}^yP_{x,s}$ la probabilità che, nell'eventualità y^{ma}, A si verifichi x volte nelle s future osservazioni, quando si è verificato m volte nelle n osservazioni passate.

Supponiamo dapprima che le eventualità, di cui si conoscono le singole probabilità p_y, consistano in *risultati*. Adottando i nuovi simboli, la (XXIII) diviene

$$ {}_{m,n}P_{x,s} = \frac{\sum_{y=1}^{v} p_y \; {}^yP_{x+m,\,n+s} \; {}_{m,n}{}^yP_{x,s}}{\sum_{y=1}^{v} p_y \; {}^yP_{m,n}} \qquad \text{(XXIV)} $$

Supponiamo ora che le eventualità, di cui si conoscono le singole probabilità p_y, consistano in *sistemi di cause*. Poichè, qualunque sia il sistema di cause che agisce, la probabilità ${}^yP$ si mantiene costante nelle $n + s$ osservazioni, sarà

$$ {}_{m,n}{}^yP_{x,s} = {}^yP_{x,s} $$

e quindi la (III) può porsi sotto la forma della (XXIV).

La (XXIV) può dunque riguardarsi come la formula generale per determinare a posteriori la probabilità. Di fronte ad essa, la (III) e la (XXIII) rappresentano formule particolari, di applicabilità molto diversa, valide quando le eventualità, in base a cui si determina a posteriori la probabilità, consistono rispettivamente in sistemi di cause od in risultati.

---

(1) In luogo della parola *eventualità*, si potrebbe servirsi della parola *ipotesi*. Ho preferito parlare di *eventualità*, perchè la parola *ipotesi* viene usata generalmente, nei trattati di calcolo delle probabilità, in senso più ristretto, come sinonimo di *causa*, cioè, secondo la nostra terminologia, di *sistema di cause*.

PARTE SECONDA

Le variazioni nella probabilità di produrre maschi o femmine attraverso il corso della generazione.

17. Ho già mostrato (§ 7) come lo schema della determinazione a posteriori della probabilità, in base alla frequenza dei risultati, suggerisca la via per decidere se la probabilità di produrre maschi o femmine rimanga costante o varii attraverso il corso della generazione.

I paragrafi che seguono sono dedicati all'esame di tale questione. (1)

18. I dati, di cui dispongo, si riferiscono :

a) per il Regno di Sassonia, a 4.794.304 nascite (1876-85), relative a matrimoni che hanno avuto da 1 a 29 nascite antecedenti : questi dati si trovano esposti in un articolo del Dr. A. Geissler : *Beiträge zur Frage des Geschlechtsverhältnisses der Geborenen* («Zeitschritf des k. sächsischen stat. Bureaus». 1889. Heft I u. II) ;

b) per Dresda, a 62.568 nascite (1891-1901), relative a matrimoni che hanno avuto da 1 a 5 nascite antecedenti : ho ricavato questi dati da un articolo : *Beiträge zur Statistik der Geburten, Eheschliessungen und Sterbefälle in den drei Grosstädten* della («Zeitschrift des k. sächsischen stat. Bureaus» (1903. Heft. I und II);

c) per la Francia, a 6588 nascite (inchiesta del 1905), relative a famiglie di impiegati nelle amministrazioni centrali dei mini-

---

[(1) Tale questione è stata anche recentemente studiata, con lo stesso metodo, presso l'Istituto di Statistica della Università di Roma, dal dott. Antonio Prevosti Pelegrin.]

steri, e a famiglie di cantonieri e di operai diversi della città di Parigi, che hanno avuto una nascita antecedente: ho ricavato questi dati dal *Rapport préliminaire de la Commission de la Statistique des fonctionnaires* («Rapports au Conseil superieur de Statistique». Extrait du Bulletin n. 10, 1908).

19. I risultati dell'elaborazione di questi dati sono esposti nelle tavole I, II, III. In esse, la colonna I indica la combinazione dei sessi nelle nascite antecedenti, la col. 2 il numero delle famiglie osservate, la colonna 4 la frequenza effettiva π'' con cui si ha un maschio nella nascita seguente, la col. 3 la probabilità teorica corrispondente π' nell'ipotesi che la tendenza ad avere maschi o femmine non varii durante il corso della generazione. La col. 5 infine mostra la differenza tra la frequenza effettiva e la probabilità teorica. Spieghiamo bene, con un esempio, il significato di questa differenza. Prendiamo sott'occhio la Tavola I.

Fra le coppie che, nel decennio 1876-85, denunciarono una nuova nascita nel Regno di Sassonia, 12589 vennero a raggiungere, con essa, la cifra di 5 maschi e 2 femmine, e 20149 la cifra di 4 maschi e 3 femmine. Se la probabilità di avere un maschio o una femmina si fosse conservata costante per queste coppie durante le prime 7 nascite, sarebbe da attendersi che, delle 12589 coppie con 5 m. e 2 f., $12589 \times \frac{5}{7} = 8992$ avessero avuto un maschio nella ultima nascita e 4 m. e 2 f. nelle nascite antecedenti, e che, delle 20149 coppie con 4 m. e 3 f., $20149 \times \frac{3}{7} = 8635$ avessero avuta una femmina nell'ultima nascita e 4 m. e 2 femmine nelle nascite antecedenti. Dopo di aver avuto 4 m. e 2 f., vi sarebbe dunque stata una probabilità $\pi' = \frac{8992}{8992+8635} = 0.51012$ (colonna 3, linea 23) di avere un maschio nella 7ª nascita. Invece, delle 17332 nascite, che vennero dopo 4 m. e 2 f., 8627 erano m. e 8705 f. La frequenza effettiva risultò dunque $\pi'' = \frac{8627}{17332} = 0{,}49775$ (colonna 4, linea 23). È quindi $\pi'' - \pi' = -0.01237$ (colonna 5, linea 23).

Ciò mostra che, nelle famiglie che in 7 nascite ebbero 5 m. e 2 f. o 4 m., e 3 f., la tendenza a produrre maschi non si conservò in realtà costante durante il corso della generazione; ma, nella ultima nascita fu inferiore che nelle nascite antecedenti.

TAVOLA I.

Nascite nel Regno di Sassonia (1876-1885)

Combinazione dei sessi nelle nascite antecedenti	Numero delle coppie osservate	Frequenza dei maschi nella prossima nascita		$\pi'' - \pi'$
		in teoria π'	nel fatto π''	
1	2	3	4	5
1 m ——	114,609	*0,51909*	0,51931	+ 0,00023
— 1 f.	108,719	*0,50746*	0,50769	
2 m. —	47,809	*0,52016*	0,52119	+ 0,00103
1 m. 1 f.	89,213	*0,51459*	0,51649	+ 0,00190
— 2 f.	42,860	*0,50886*	0,51161	+ 0,00275
3 m. —	20,540	*0,52231*	0,51172	— 0,01059
2 m. 1 f.	57,179	*0,51018*	0,50713	— 0,00305
1 m. 2 f.	53,789	*0,51835*	*0,51763*	— 0,00072
— 3 f.	17,395	*0,50116*	0,50354	+ 0,00238
4 m. —	8,628	*0,52607*	0,51681	— 0,00926
3 m. 1 f.	31,611	*0,50955*	0,50350	— 0,00605
2 m. 2 f.	44,793	*0,51339*	0,51280	— 0,00159
1 m. 3 f.	28,101	*0,52094*	0,52756	+ 0,00762
— 4 f.	7,004	*0,49568*	0,51042	+ 0,01474
5 m. —	3,666	*0,53995*	0,53001	— 0,00994
4 m. 1 f.	16,340	*0,51620*	0,50245	— 0,01375
3 m. 2 f.	30,175	*0,50776*	0,50187	— 0,00589
2 m. 3 f.	28,630	*0,52110*	*0,52577*	+ 0,00467
1 m. 4 f.	13,740	*0,50866*	0,52103	+ 0,01237
— 5 f.	2,839	*0,48676*	0,50405	+ 0,01729
6 m. —	1,579	*0,53725*	0,49778	— 0,03947
5 m. 1 f.	7,908	*0,53037*	0,49899	— 0,03138
4 m. 2 f.	17,332	*0,51012*	0,49775	— 0,01237
3 m. 3 f.	22,221	*0,51332*	0,51501	+ 0,00169
2 m. 4 f.	15,700	*0,51758*	0,53032	+ 0,01274
1 m. 5 f.	6,233	*0,50582*	0,53088	+ 0,02506
— 6 f.	1,096	*0,47881*	0,50639	+ 0,02758

TAVOLA I (*Continuazione*)

Combinazione dei sessi nelle nascite antecedenti	Numero delle coppie osservate	Frequenza dei maschi nella prossima nascita		$\pi_{,,} - \pi_{,}$
		in teoria π'	nel fatto π''	
1	2	3	4	5
DA 7 A 10 NASCITE				
Esclusivamente maschi.	1,015	*0,55833*	0,52906	**— 0,02927**
Forte eccedenza di maschi (1) .	26,629	*0,53035*	*0,49255*	**— 0,03780**
Debole eccedenza di maschi (1)	37,640	*0,50981*	0,49280	**— 0,01701**
Num. maschi = Num. femmine	14,141	*0,51482*	0,51164	**— 0,00318**
Debole eccedenza di femmine .	34,459	*0,52058*	0,53989	**+ 0,01931**
Forte eccedenza di femmine . .	20,857	*0,49929*	0,52774	**+ 0,02845**
Esclusivamente femmine . . .	693	*0,45512*	0,50505	**+ 0,04993**
DA 11 A 16 NASCITE		(2)		
Esclusivamente maschi	35	(*0,58571*)	(0,34286)	(**— 0,24285**)
Forte eccedenza di maschi . .	3,476	*0,56723*	0,49885	**— 0,06838**
Debole eccedenza di maschi .	8,236	*0,50843*	0,48664	**— 0,02179**
Num. maschi = Num. femmine	1,803	*0,50072*	*0,51137*	**+ 0,01065**
Debole eccedenza di femmine .	7,453	*0,51721*	0,55213	**+ 0,03492**
Forte eccedenza di femmine . .	2,231	*0,48319*	0,56656	**+ 0,08337**
Esclusivamente femmine . . .	14	(*0,42143*)	(0,28571)	(**— 0,13572**)
17 NASCITE E PIÙ				
Esclusivamente maschi	—	—	—	—
Forte eccedenza di maschi. . .	59	(*0,52203*)	(0,40678)	(**— 0,11525**)
Debole eccedenza di maschi . .	129	*0,47519*	0,40310	**— 0,07209**
Num. maschi = Num. femmine	13	(*0,30000*)	(0,18182)	(**— 0,11818**)
Debole eccedenza di femmine .	120	*0,56500*	0,59167	**+ 0,02667**
Forte eccedenza di femmine .	30	(*0,50267*)	(0,53333)	(**+ 0,03067**)
Esclusivamente femmine . . .	—	—	—	—

(1) Intendo che l'eccedenza di un sesso sull'altro sia forte quando il numero dei nati di un sesso è più che doppio del numero dei nati dell'altro sesso ; debole nel caso contrario.

(2) Chiudo tra parentesi quelle cifre che si riferiscono a un numero di osservazioni inferiore al 100.

TAVOLA II.

Nascite nella città di Dresda (1891-1901)

Combinazione dei sessi nelle nascite antecedenti	Numero delle coppie osservate	Frequenza dei maschi nella prossima nascita		$\pi'' - \pi'$
		in teoria π'	nel fatto π''	
1	2	3	4	5
1 m. —	15,333	*0,52139*	0,52253	+ **0,00114**
— 1 f.	14,357	*0,51346*	0,51459	
2 m. —	5,062	*0,52401*	0,52232	— **0,00169**
1 m. 1 f.	9,222	*0,52453*	0,51908	— **0,00544**
— 2 f.	4,233	*0,50464*	0,49516	— **0,00948**
3 m. —	1,774	*0,51662*	0,49944	— **0,01718**
2 m. 1 f.	4,678	*0,52892*	0,51903	— **0,00989**
1 m. 2 f.	4,322	*0,50785*	0,50440	— **0,00345**
— 3 f.	1,459	*0,49192*	0,49349	+ **0,00157**
4 m. —	617	*0,53264*	0,53160	— **0,00104**
3 m. 1 f.	2,197	*0,52194*	0,52344	— **0,00850**
2 m. 2 f.	3,012	*0,52208*	0,52756	— **0,00552**
1 m. 3 f.	1,926	*0,50450*	0,51402	+ **0,00952**
— 4 f.	534	*0,45402*	0,46629	+ **0,01227**
5 m. —	219	*0,53780*	0,52511	— **0,01269**
4 m. 1 f.	981	*0,51413*	0,49847	— **0,01566**
3 m. 2 f.	1,871	*0,50067*	0,48584	— **0,01483**
2 m. 3 f.	1,704	*0,53082*	0,52876	— **0,00206**
1 m. 4 f.	854	*0,48911*	0,50585	+ **0,01674**
— 5 f.	203	*0,44103*	0,46305	+ **0,02202**

TAVOLA III.

Nascite da pubblici impiegati in Francia (Inchiesta 1905).

Combinazione dei sessi nelle nascite antecedenti	Numero delle coppie osservate	Frequenza dei maschi nella prossima nascita		$\pi'' - \pi'$
		in teoria π'	nel fatto π''	
1	2	3	4	5
1 m. —	3,358	*0,52719*	0,52829	+ **0,00110**
— 1 f.	3,230	*0,49364*	0,49474	

20. Vediamo ora quali induzioni si possano trarre dai dati esposti nelle tavole precedenti.

Tanto in Sassonia, quanto a Dresda, quanto in Francia, le famiglie che hanno avuto 2 nati, mostrano, nella seconda nascita, una frequenza effettiva di maschi superiore alla probabilità teorica.

Le famiglie, che hanno avuto 3 nati, mostrano in Sassonia una frequenza effettiva di maschi nella terza nascita superiore alla probabilità teorica, qualunque sia la combinazione dei sessi nelle nascite antecedenti. Il contrario si verifica in Dresda.

Soprattutto interessanti sono i risultati relativi alle famiglie che hanno avuto più di 3 nascite.

Consideriamo anzitutto la Tav. I. Quasi senza eccezione, la frequenza effettiva di maschi, nella x^{ma} nascita, supera la probabilità teorica, quando nelle nascite antecedenti si aveva eccesso o rappresentanza esclusiva di femmine; e costantemente, al contrario, la frequenza effettiva di maschi, nella x^{ma} nascitä, resta al di sotto della probabilità teorica, quando nelle nascite antecedenti si aveva eccedenza o rappresentanza esclusiva di maschi. In questo senso, si può dire che vi sia una tendenza compensatrice tra la frequenza con cui si ha un maschio nella nascita x^{ma} e la combinazione dei sessi nelle $x - 1$ nascite antecedenti.

La Tavola I mostra pure che, se si considerano le famiglie che hanno avuto x nascite, questa tendenza compensatrice risulta tanto più forte quanto maggiore è l'eccesso di un sesso sull'altro nelle $x - 1$ nascite antecedenti, e risulta massima quando nelle nascite antecedenti un solo sesso è rappresentato.

I dati della Tavola IV mettono in evidenza come questa stessa relazione si verifichi quando si paragonano tra loro, non famiglie che hanno avuto uno stesso numero x di nascite, ma famiglie che hanno avuto un numero di nascite diverso. La differenza $\pi'' - \pi'$ (salvo rare eccezioni da attribuirsi presumibilmente al caso) va crescendo quanto più è forte la sproporzione dei sessi nelle nascite antecedenti.

TAVOLA IV.

Nascite nel Regno di Sassonia (1876-85)

Combinazione dei sessi nelle nascite antecedenti	Numero delle coppie osservate	$\pi'' - \pi'$	Combinazione dei sessi nelle nascite antecedenti	Numero delle coppie osservate	$\pi'' - \pi'$
1	2	3	4	5	6
2 m. 1 f.	57,179	— 0,00305	1 m. 2 f.	53,789	— 0,00072
3 m. 1 f.	31,611	— 0,00605	1 m. 3 f.	28,101	+ 0,00762
4 m. 1 f.	16,340	— 0,01375	1 m. 4 f.	13,740	+ 0,01237
5 m. 1 f.	7,908	— 0,03138	1 m. 5 f.	6,233	+ 0,02506
6-7 m. 1 f.	5,380	— 0,03740	1 m. 6-7 f.	3,871	+ 0,02912
8 e più m. 1 f.	1,170	— 0,05197	1 m. 8 e più f.	697	+ 0,04448
3 m. 2 f.	30,175	— 0,00589	2 m. 3 f.	28,630	+ 0,00467
4 m. 2 f.	17,332	— 0,01237	2 m. 4 f.	15,700	+ 0,01274
5 m. 2 f.	9,547	— 0,03005	2 m. 5 f.	8,171	+ 0,02595
6 m. 2 f.	4,948	— 0,04200	2 m. 6 f.	3,951	+ 0,03446
7 m. 2 f.	2,418	— 0,04790	2 m. 7 f.	1,776	+ 0,04011
8 m. 2 f.	1,027	— 0,04594	2 m. 8 f.	722	+ 0,05920
9 e più m. 2 f.	807	— 0,05749	2 m. 9 e più f.	438	+ 0,08402
4 m. 3 f.	14,479	— 0,00631	3 m. 4 f.	13,972	+ 0,01609
5 m. 3 f.	8,498	— 0,02260	3 m. 5 f.	7,603	+ 0,01665
6 m. 3 f.	4,757	— 0,03446	3 m. 6 f.	3,895	+ 0,03890
7 m. 3 f.	2,309	— 0,04782	3 m. 7 f.	1,783	+ 0,05701
8 m. 3 f.	1,077	— 0,04722	3 m. 8 f.	837	+ 0,06327
9 m. 3 f.	478	— 0,06909	3 m. 9 f.	286	+ 0,05375
10 e più m. 3 f.	346	— 0,09537	3 m. 10 e più f.	194	+ 0,01072
5 m. 4 f.	6,436	— 0,01272	4 m. 5 f.	5,917	+ 0,01472
6 m. 4 f.	3,470	— 0,03241	4 m. 6 f.	3,072	+ 0,02456
7 m. 4 f.	1,801	— 0,03747	4 m. 7 f.	1,540	+ 0,04399
8 m. 4 f.	829	— 0,06140	4 m. 8 f.	670	+ 0,06678
9 e più m. 4 f.	586	— 0,09436	4 m. 9 e più f.	363	+ 0,07962

Se si pongono invece a confronto (Tavola V) i valori di π'' e di π', quando nelle nascite antecedenti i due sessi sono in perfetto equilibrio, si scorge come la frequenza effettiva di maschi ora superi la probabilità teorica, ora ne resti inferiore, senza alcuna regola, con differenze che sembra quindi di poter attribuire al caso.

TAVOLA V.

Nascite nel Regno di Sassonia (1876-85)

Combinazione dei sessi nelle nascite antecedenti		Numero delle coppie osservate	$\pi'' - \pi'$
1		2	3
1 m.	1 f.	89,213	+ 0,00190
2 m.	2 f.	44,793	— 0,00159
3 m.	3 f.	22,221	+ 0,00169
4 m.	4 f.	10,263	— 0,00181
5 m.	5 f.	3,878	— 0,00682
6 m.	6 f.	1,343	+ 0,00380
7 o più m.	7 o più f.	471	+ 0,02662

I dati per Dresda (Tavole II e VI) confermano in sostanza quelli per la Sassonia.

TAVOLA VI.

Nascite in Dresda (1891-1901)

Combinazione dei sessi nelle nascite antecedenti		Numero delle coppie osservate	$\pi'' - \pi'$	Combinazione dei sessi nelle nascite antecedenti		Nnmero delle coppie osservate	$\pi'' - \pi'$
1		2	3	4		5	6
2 m.	1 f.	4,678	— 0,00989	1 m.	2 f.	4,322	— 0,00345
3 m.	1 f.	2,197	— 0,00850	1 m.	3 f.	1,926	+ 0,00552
4 m.	1 f.	981	— 0,01566	1 m.	4 f.	854	+ 0,01674

Maggiori irregolarità si verificano in questo caso, come era da attendersi, dato il numero molto più ristretto delle osservazioni. Indipendentemente da questa circostanza, si può notare però una differenza regolare tra i risultati di Dresda e quelli della intera Sassonia. In Dresda, accanto alla tendenza compensatrice, segnalata per la Sassonia, appare chiara una tendenza generale a pro-

durre più femmine nell'ultima nascita che nelle nascite antecedenti. Questa tendenza, non solo si manifesta quando la tendenza compensatrice non è in azione, avendosi equilibrio dei sessi nelle nascite antecedenti (composizione delle nascite antecedenti : 1 m. e 1 f. : $\pi'' - \pi' = -0{,}0544$; composizione delle nascite antecedenti : 2 m. e 2 f. : $\pi'' - \pi' = -0{,}0552$) ma talvolta vince anche in intensità la tendenza compensatrice, conducendo a una frequenza effettiva di maschi inferiore alla probabilità teorica, quando nelle nascite antecedenti si sono avute 2 f. ; 1 m. e 2 f. ; 2 m. e 3 f. (Cfr. Tavola II).

Vedremo però in seguito (§ 22) come, per le famiglie che raggiunsero 4 o più nascite, sia da ritenersi che una tendenza analoga esista anche per la intera Sassonia, ma molto più leggera, per modo che non ha campo di manifestarsi di fronte alla tendenza compensatrice prevalente.

La constatazione di una tendenza compensatrice tra la combinazione dei sessi nelle nascite antecedenti e la frequenza dei maschi o delle femmine nell'ultima nascita va posta in relazione con un'altro risultato, Io ho dimostrato altra volta che *la composizione dei sessi nelle famiglie non è precisamente quale sarebbe da attendersi per puro effetto del caso : le combinazioni, nelle quali un sesso è esclusivamente rappresentato o eccede notevolmente sopra l'altro, sono, nel fatto più frequenti di quanto teoricamente sarebbe da attendersi per puro effetto del caso. Si è pertanto autorizzati a concludere che le differenze nella composizione dei sessi delle varie famiglie non dipendono esclusivamente dal caso, ma anche da una diversità (d'altra parte non molto forte) nella tendenza a produrre maschi o femmine delle singole coppie matrimoniali* (1).

I risultati di questo studio permettono ora di aggiungere che *questa tendenza delle singole coppie a produrre un certo sesso non si mantiene costante durante tutto il corso della generazione, ma, nella media dei casi, tende a variare, in modo che le coppie, le quali manifestano, nel complesso della prole, una tendenza a produrre un sesso, danno però a vedere che questa tendenza è meno forte nell'ultima nascita che nelle antecedenti, se pure non ha ceduto il campo ad una tendenza inversa.*

---

(1) Vedi : *Il sesso dal punto di vista statistico. Le leggi della produzione dei sessi.* Sandron, Palermo 1908, Capitolo X : *La variabilità individuale nella tendenza a produrre i due sessi.*

Più, nelle nascite di una coppia, un sesso eccede sull'altro, e maggiore è la probabilità che tale eccedenza non sia casuale, ma rispecchi una effettiva tendenza della coppia a produrre il sesso prevalente; si spiega in tal modo come, più nelle nascite precedenti eccede un sesso, e più la frequenza con cui effettivamente si ha un nato di quel sesso nell'ultima nascita resti al di sotto della probabilità teorica. D'altra parte, l'eccedenza di un sesso nelle nascite avrà tanto minor probabilità di essere casuale, quanto maggiore è il numero delle nascite: per ciò sarà da attendersi che, a pari sproporzione dei sessi nelle nascite antecedenti, la differenza tra la frequenza effettiva e la probabilità teorica nell'ultima nascita sia tanto più forte quanto maggiore è il numero delle nascite antecedenti. È quanto mettono in evidenza, le Tavole VII e VIII.

TAVOLA VII.

Nascite nel Regno di Sassonia (1876-85)

Combinazione dei sessi nelle nascite antecedenti	Numero delle coppie osservate	$\pi'' - \pi'$	Combinazione dei sessi nelle nascite antecedenti	Numero delle coppie osservate	$\pi'' - \pi'$
1	2	3	4	5	6
1 m. 0 f.	114,609	+ 0,00023	1 f. 0 m.	108,719	+ 0,00023
2 m. 0 f.	47,809	+ 0,00103	2 f. 0 m.	42,860	+ 0,00275
3 m. 0 f.	20,540	— 0,01059	3 f. 0 m.	17,395	+ 0,00238
4 m. 0 f.	8,628	— 0,00926	4 f. 0 m.	7,004	+ 0,01474
5 m. 0 f.	3,666	— 0,00994	5 f. 0 m.	2,839	+ 0,01729
6 m. 0 f.	1,579	— 0,03947	6 f. 0 m.	1,096	+ 0,02788
7 e più m. 0 f.	1,050	— 0,02943	7 e più f. 0 m.	707	+ 0,04853
2 m. 1 f.	57,179	— 0,00305	2 f. 1 m.	53,789	— 0,00072
4 m. 2 f.	17,332	— 0,01237	4 f. 2 m.	15,700	+ 0,01274
6 m. 3 f.	4,757	— 0,03446	6 f. 3 m.	3,895	+ 0,03890
8 m. 4 f.	829	— 0,06140	8 f. 4 m.	670	+ 0,06678
3 m. 1 f.	31,611	— 0,00605	3 f. 1 m.	28,101	+ 0,00762
6 m. 2 f.	4,948	— 0,04200	6 f. 2 m.	3,951	+ 0,03446
9 m. 3 f.	478	— 0,06909	9 f. 3 m.	286	+ 0,05375
4 m. 1 f.	16,340	— 0,01375	4 f. 1 m.	13,740	+ 0,01237
8 m. 2 f.	1,027	— 0,04594	8 f. 2 m.	722	+ 0,05920
3 m. 2 f.	30,175	— 0,00589	3 f. 2 m.	28,630	+ 0,00467
6 m. 4 f.	3,470	— 0,03241	6 f. 4 m.	3,072	+ 0,02456

TAVOLA VIII.

Nascite in Dresda (1891-1901)

Combinazione dei sessi nelle nascite antecedenti	Numero delle coppie osservate	$\pi'' - \pi'$	Combinazione dei sessi nelle nascite antecedenti	Numero delle coppie osservate	$\pi'' - \pi'$
1	2	3	4	5	6
1 m. o f.	15,333	+ 0,00114	1 f. o m.	14,357	+ 0,00114
2 m. o f.	5,062	— 0,00169	2 f. o m.	4,233	— 0,00948
3 m. o f.	1,774	— 0,01718	3 f. o m.	1,459	+ 0,00157
4 m. o f.	617	— 0,00104	4 f. o m.	534	+ 0,01227
5 m. o f.	219	— 0,01219	5 f. o m.	203	+ 0,02202

21. I calcoli precedenti hanno messo in luce la differenza tra la frequenza effettiva e la probabilità teorica di avere un maschio nella $n + 1^{ma}$ nascita, dopo aver avuto m maschi in n nascite, tenendo ben conto della frequenza effettiva delle due combinazioni sessuali possibili: $m + 1$ maschi su $n + 1$ nascite e m maschi su $n + 1$ nascite.

Questa frequenza effettiva delle due combinazioni possibili non coincide, come abbiamo ricordato (Pag. 30), con la probabilità teorica delle varie combinazioni, calcolata sull'ipotesi che tutte le famiglie avessero in tutti i parti la stessa probabilità P di produrre un maschio. In questa ipotesi, la probabilità della combinazione $m + 1$ maschi su $n + 1$ nascite sarebbe

$$f_1 = \frac{(n+1)!}{(m+1)!\,(n-m)!} P^{m+1} (1 - P)^{n-m}$$

e la probabilità della combinazione m maschi su $n + 1$ nascite sarebbe

$$f_0 = \frac{(n+1)!}{m!\,(n-m+1)!} P^{m} (1 - P)^{n-m+1};$$

da cui

$$R = \frac{f_i}{f_0} = \frac{P\,(n - m + 1)}{(1 - P)\,(m + 1)};$$

e, in base alla (IX),

$$\pi' = P.$$

I dati sulle nascite in Sassonia (1876-85) furono già usati dal Geissler per studiare se la tendenza a produrre un sesso varia nel corso della generazione. A tal fine, il Geissler poneva a confronto la frequenza effettiva π'', con cui si ha un maschio dopo aver avuto m maschi su n nascite, con la probabilità media P di produrre un maschio in tutte le coppie considerate. Quanto è detto sopra mostra come questo procedimento sarebbe stato esatto solo nel caso in cui le varie combinazioni dei sessi nelle n nascite fossero puramente casuali, vale a dire nel caso in cui in tutti i parti vi fosse la stessa probabilità P di produrre un maschio. Se non che, ammessa questa ipotesi, diviene un controsenso ricercare se la probabilità P di produrre un sesso varia nel corso della generazione. Da un punto di vista rigorosamente logico, il metodo usato dal Geissler è pertanto contraddittorio. Quali debbano essere i suoi inconvenienti dal punto di vista pratico, si comprende facilmente notando di quanto i valori di π', che appaiono nella Tavola I, col. 3, differiscano dal valore di $P = 0.51477$, che il Geissler usava nei suoi confronti. Nel fatto, le conclusioni, a cui il Geissler giungeva con questo metodo, erano parzialmente inesatte. Egli concludeva che, quando nelle nascite antecedenti eccede un sesso, la frequenza effettiva con cui si ha un'altra nascita di quel sesso è inferiore alla probabilità teorica, mentre, quando nelle nascite antecedenti è rappresentato esclusivamente un sesso, la frequenza con cui nel fatto la prossima nascita è ancora di codesto sesso sarebbe superiore alla probabilità teorica. Noi abbiamo messo in luce invece come, non solo anche in questo ultimo caso si avvera la tendenza compensatrice tra la frequenza effettiva di una nascita maschile e la combinazione dei sessi nelle nascite antecedenti, ma come anzi essa sia massima precisamente in questo caso.

Ricorderò anche che, molto prima del Geissler, il Laplace (1) si occupò di determinare la probabilità teorica per una coppia di avere x maschi su s nascite, dopo avere avuto m maschi nelle n nascite antecedenti. Applicando lo schema della determinazione a priori della probabilità in base alla probabilità delle cause, egli

---

(1) Laplace. *Oeuvres*. Paris, Gauthier-Villars. 1893 T. IX. *Mémoire sur les probabilités :* pagg. 419-421.

concludeva che la probabilità teorica di avere x maschi su s nascite è data dalla formula (IV) (Cfr. Pag. 4) ; in particolare la probabilità teorica di avere un maschio nella prossima nascita sarebbe $= \frac{m+1}{n+2}$. Chi confronti i valori dati da questa espressione coi valori π'' della frequenza effettiva nelle Tavole I, II, III potrà farsi una idea di quanto possano condurre lungi dal vero le applicazioni non autorizzate di detto schema.

22. Ci resta da considerare un ultimo punto. Finora noi abbiamo esaminato le variazioni che hanno luogo nella probabilità di produrre maschi nelle famiglie che, in $n + 1$ nascite, produssero m o $m + 1$ maschi ; esaminiamo ora se variazioni regolari hanno luogo nelle famiglie che ebbero $n + 1$ nascite, considerandole globalmente qualunque sia la combinazione dei sessi avveratasi in codeste nascite.

Se nessuna variazione avesse luogo, la percentuale dei figli maschi nelle famiglie che ebbero $n + 1$ nascite dovrebbe essere uguale alla percentuale dei maschi nella $(n + 1)^{ma}$ nascita di queste famiglie. Le Tavole IX e X mostrano chiaramente come questo non sia punto il caso. Si considerino perciò le colonne 6.

La 2ª nascita in Sassonia, in Dresda e in Francia, (1) la 3ª nascita in Sassonia, sono più frequentemente di sesso maschile delle nascite antecedenti. Per le nascite successive, si avvera invece, in generale, il fenomeno inverso : si ha più frequentemente una femmina nell'ultima nascita che nelle nascite antecedenti ; l'eccezione, che si avvera in Dresda per la 5ª nascita, è probabilmente accidentale : è da dubitarsi invece che sieno accidentali le eccezioni che si manifestano in Sassonia per la 14ª, la 15ª e la 16ª nascita.

Possiamo dunque affermare che, accanto alla tendenza compensatrice tra la composizione dei sessi nelle nascite antecedenti e la probabilità di produrre un sesso nella prossima nascita, si manifesta, nelle famiglie con 2 o 3 nascite, una tendenza ad avere più maschi nell'ultima nascita che nelle precedenti, e, al contrario, nelle famiglie con più di tre nascite, una tendenza ad avere più femmine nell'ultima nascita che nelle precedenti. È però da dubitare, a mio credere, che la tendenza delle famiglie con 2 o 3 nascite

---

(1) In Francia, per $x = 2$, risulta $P' = 0.51078$; $P'' = 0.51184$; $P'' - P' = + 0.00106$.

TAVOLA IX.

Nascite nel Regno di Sassonia (1876-85)

Numero dei figli raggiunto dalle singole famiglie (x)	Numero totale delle nascite nelle famiglie con x figli	Maschi per 100 nati nelle nascite delle famiglie con x figli P'	Numero delle famiglie che ebbero x nascite	Maschi per 100 nati nella x^{ma} nascita delle famiglie con x figli P''	$P'' - P'$
1	2	3	4	5	6
2	446,656	*0,51342*	223,328	*0,51366*	+ **0,00024**
3	539,676	*0,51472*	179,892	*0,51658*	+ **0,00186**
4	595,612	*0,51376*	148,903	*0,51196*	— **0,00180**
5	600,685	*0,51404*	120,137	*0,51395*	— **0,00009**
6	572,340	*0,51395*	95,390	*0,51305*	— **0,00090**
7	504,483	*0,51464*	72,069	*0,51330*	— **0,00134**
8	429,440	*0,51468*	53,680	*0,51468*	— **0,00000**
9	346,455	*0,51504*	38,495	*0,51040*	— **0,00464**
10	265,000	*0,51749*	26,500	*0,51460*	— **0,00289**
11	184,349	*0,51689*	16,759	*0,51226*	— **0,00463**
12	128,280	*0,51683*	10,690	*0,51413*	— **0,00270**
13	79,495	*0,51903*	6,115	*0,51676*	— **0,00227**
14	46,648	*0,52022*	3,332	*0,52161*	+ **0,00139**
15	26,535	*0,52169*	1,769	*0,53081*	+ **0,00912**
16	14,608	*0,52150*	913	*0,54107*	+ **0,01943**
17	7,463	*0,53571*	439	*0,52847*	— **0,00724**
18.19	5,225	*0,52536*	386	*0,34715*	— **0,17821**
20 e più	1,354	*0,53397*	64	*0,51562*	— **0,01835**

TAVOLA X.

Nascite in Dresda (1891-1901)

Numero dei figli raggiunto dalle singole famiglie x	Numero totale delle nascite nelle famiglie con x figli	Maschi per 100 nati nelle nascite delle famiglie con x figli P'	Numero delle famiglie che ebbero x nascite	Maschi per 100 nati nella x^{ma} nascita delle famiglie con x figli P''	$P'' - P'$
1	2	3	4	5	6
2	59,380	*0,51756*	29,690	*0,51869*	+ **0,00113**
3	55,551	*0,51976*	18,417	*0,51729*	— **0,00247**
4	48,932	*0,51529*	12,233	*0,50797*	— **0,00732**
5	41,430	*0,51448*	8,286	*0,51967*	+ **0,00419**
6	34,992	*0,50966*	5,832	*0,50412*	— **0,00554**

ad avere più maschi nell'ultima nascita sia reale. Sarebbe da esaminare se questo risultato non dipendesse per avventura dalla circostanza che, nelle prime nascite, sono singolarmente abbondanti aborti e nati morti (1), fra i quali i maschi sono più largamente rappresentati. Se questa spiegazione risultasse vera, bisognerebbe concludere in via generale che, *nella media dei casi, le famiglie* (indipendentemente dalla tendenza compensatrice fra la composizione dei sessi nelle nascite antecedenti e il sesso della nascita prossima) *hanno una tendenza a produrre più femmine nelle ultime nascite che nelle prime.*

23. Ricorderò infine come parecchi autori, i quali si occuparono del rapporto dei sessi nelle nascite, si sieno già proposti la questione testè trattata, se la tendenza a produrre un sesso varia nel corso della generazione, e come abbiano creduto di poterla risolvere esaminando la frequenza dei maschi e delle femmine nelle famiglie con 1, 2, 3, 4, etc. nati. Essi concludevano che vi era una tendenza a produrre più maschi, o viceversa più femmine, nelle ultime nascite che nelle prime, quando nelle famiglie più numerose risultava maggiore la frequenza dei maschi o, rispettivamente, delle femmine. Questo metodo sarebbe esatto nel solo caso, in cui la prolificità delle famiglie fosse indipendente dal rapporto dei sessi, per modo che il rapporto dei sessi nelle famiglie che hanno x figli potesse ritenersi uguale al rapporto dei sessi nelle prime x nascite delle famiglie con $y > x$ figli. Ma, dai dati almeno per la Sassonia, relativi a un grande numero di osservazioni, pare che questo caso non si avveri. Risulta da questi dati (Tavola IX, col. 3) che la frequenza dei maschi va crescendo col crescere del numero dei figli della famiglia, e che le famiglie con un certo numero di figli — salvo le eccezioni accennate a pag. 35 — mostrano (col. 6) maggiore probabilità di produrre femmine nelle ultime nascite che nelle prime. Se ne deduce che le famiglie con y figli dovettero avere nelle prime x nascite una frequenza di maschi maggiore delle famiglie con sole x nascite.

Codesto metodo avrebbe condotto, in questo caso, a conclu-

---

(1) Gli articoli, che contengono i dati statistici per il Regno di Sassonia e per Dresda, non dicono se questi si riferiscono ai soli nati vivi o anche ai nati morti ; naturalmente però ne restano esclusi gli aborti.

sioni completamente erronee. Poichè, col crescere del numero di nascite di una famiglia, cresce la percentuale dei maschi, si sarebbe concluso, in base ad esso, che cresce, attraverso il corso della generazione, la probabilità per una coppia matrimoniale di produrre maschi, mentre è vero perfettamente il contrario.

R. Università di Cagliari, Giugno 1911.

CORRADO GINI

APPENDICE

Per calcolare la somma

$$S = \sum_{i=0}^{k} \frac{k!}{i!\,(k-i)!} \frac{n!}{m!\,(n-m)!} \frac{(m+i)!\,(n+k-m-i)!}{(n+k)!}$$

ossia la

$$(1) \qquad S = \frac{k!\,n!}{(n+k)!} \sum_{i=1}^{k} \frac{(m+i)!}{i!\,m!} \frac{(n+k-m-i)!}{(n-m)!\,(k-i)!}$$

si ricordi dalla teoria della serie binominale [1] che, per qualunque x in valore assoluto minore di 1, valgono i seguenti sviluppi in serie:

$$(2) \qquad \frac{1}{(1-x)^{m+1}} = 1 + (m+1)x + \frac{(m+2)!}{2!\,m!}x^2 + \frac{(m+3)!}{3!\,m!}x^3 + \ldots + \frac{(m+k)!}{k!\,m!}x^k + \ldots$$

$$(3) \qquad \frac{1}{(1-x)^{n-m+1}} = 1 + (n-m+1)x + \frac{(n-m+2)!}{(n-m)!\,2!}x^2 + \frac{(n-m+3)!}{(n-m)!\,3!}x^3 + \ldots +$$

$$\ldots + \frac{(n-m+k)!}{(n-m)!\,k!}x^k + \ldots$$

Si ricordi anche [2] che, se

$$A = a_0 + a_1 + a_2 + \ldots + a_e + \ldots$$
$$B = b_0 + b_1 + b_2 + \ldots + b_i + \ldots$$

sono due serie convergenti assolutamente, di somme rispettive A

(1) V. p. es. PINCHERLE, *Analisi algebrica* (§ 79), Milano, 1893.
(2) V. op. cit. id.

e B, la nuova serie

$$a_0 b_0 + (a_0 b_1 + a_1 b_0) + (a_0 b_2 + a_1 b_1 + a_2 b_0) + \ldots + \\ + \ldots + (a_0 b_i + a_1 b_{i-1} + \ldots a_i b_0) + \ldots$$

è pure convergente ed ha come somma $A\,B$.

Così dunque dalle serie (2) e (3) si dedurrà la serie

(4)

$$1 + \left\{ (m+1)\,1+1\,(n-m+1) \right\} x + \ldots + \left\{ \frac{(m+k)!}{k!\,m!}\,1 + \ldots + \frac{(m+i)!}{i!\,m!}\,\frac{(n-m+k-i)!}{(n-m)!(k-i)!} + \ldots \right. \\ \left. \ldots + 1\,\frac{(n-m+k)!}{(n-m)!\,k!} \right\} x^k + \ldots$$

la quale sarà pure convergente, ed avrà per somma:

$$(5) \qquad \frac{1}{(1-x)^{m+1}}\,\frac{1}{(1-x)^{n-m+1}} = \frac{1}{(1-x)^{n+2}}$$

D'altra parte, svolgendo direttamente in serie il secondo membro della (5), si ha:

$$(6) \qquad \frac{1}{(1-x)^{n+2}} = 1 + (n+2)\,x + \frac{(n+3)!}{2!\,(n+1)!}\,x^2 + \ldots + \\ + \ldots + \frac{(n+k+1)!}{k!\,(n+1)!}\,x^k + \ldots$$

e poichè gli sviluppi (4) e (6) debbono essere identici, si conclude che i coefficienti dei termini di ugual grado debbono essere uguali In particolare:

$$\frac{(m+k)!}{k!\,m!}\,1 + \ldots + \frac{(m+i)!}{i!\,m!}\,\frac{(n-m+k-i)!}{(n-m)!\,(k-i)!} + \ldots + 1\,\frac{(n-m+k)!}{(n-m)!\,k)!} = \frac{(n+k+1)!}{k!\,(n+1)!}$$

cioè:

$$\sum_{i=i}^{k} \frac{(m+i)!}{i!\,m!}\,\frac{(n+k-m-i)!}{(n-m)!\,(k-i)!} = \frac{(n+k+1)!}{k!\,(n+1)!}$$

e finalmente, sostituendo questo valore in (1), si ha:

$$S = \frac{k!\,n!}{(n+k)!}\,\frac{(n+k+1)!}{k!\,(n+1)!} = \frac{n+k+1}{n+1}$$

come dovevasi dimostrare.

Luigi Galvani

LUIGI L. CAVALLI

Sulla correlazione media fra più caratteri in relazione alla Biometria

1) Il problema della discriminazione fra popolazioni biologiche in base a più caratteri correlati.

Il problema della discriminazione fra popolazioni biologiche in base a misure multiple fu impostato tempo addietro da Heincke (1) che ne diede una soluzione valida nelle condizioni da lui previste, e cioè di assenza di correlazione fra i caratteri. In realtà queste condizioni non si verificano se non eccezionalmente, perciò occorre che i metodi proposti per la soluzione del problema tengano conto del fatto che i caratteri misurati sono tutti praticamente correlati fra loro. (2)

Dei vari metodi elaborati dopo quello di Heincke ricorderò solo due che hanno diretta attinenza con l'argomento qui trattato, della correlazione media, e cioè i metodi proposti da Zarapkin e da Dahlberg.

Indichiamo con :

$$x_{i1}\ ,\ x_{i2}\ ,\ \ldots\ldots\ x_{is}$$

(1) *Naturgeschichte des Herings*. Salle, Berlin, 1898.

(2) Dopo che la presente nota fu inviata in redazione comparve l'articolo di L. S. Penrose, *Some notes on discrimination*, «Annals of Eugenics», 13 : 228-237, 1947, in cui si propone un metodo di classificazione che rappresenta una brillante sintesi dei metodi di Dahlberg e Zarapkin. In tale lavoro si conferma l'importanza della correlazione media nella pratica utilizzazione di questi metodi.

i valori dell'individuo i-esimo per gli s caratteri misurati, e con

$$\delta_{i1}, \quad \delta_{i2}, \quad \ldots\ldots \quad \delta_{is} \tag{1}$$

gli stessi valori espressi come deviazioni dalle rispettive medie $\bar{x}_j$ dei rispettivi caratteri, divise per gli scarti quadratici medi dei rispettivi caratteri σ_j. L'espressione generale delle variabili δ_{ij} è dunque:

$$\delta_{ij} = \frac{x_{ij} - \bar{x}_j}{\sigma_j} \tag{2}$$

Zarapkin propose di calcolare ([1]) per ogni individuo lo scarto quadratico medio dei suoi s valori δ_{ij} per gli s caratteri, cioè lo scarto quadratico medio della (1) che è:

$$\sigma_{\delta i} = \sqrt{\sum_{j=1}^{s} (\delta_{ij} - \bar{\delta}_i)^2} \tag{3}$$

Tale quantità dovrebbe permettere di classificare un individuo in una o più popolazioni (specie, varietà, ecc.) e di determinare così con un certo errore quella da cui realmente proviene, quando siano note medie e scarti quadratici medi per gli s caratteri delle due o più popolazioni. Infatti se l'individuo origina dalla popolazione A, il $\sigma_{\delta A}$ calcolato rispetto alle costanti statistiche della popolazione A di origine sarà minore del $\sigma_{\delta B}$ calcolato rispetto alle costanti della seconda popolazione B. Un individuo andrà dunque assegnato a quella, fra le due o più popolazioni, rispetto alla quale dimostra un minor σ_δ. Inoltre, sempre secondo Zarapkin, il $\sigma_{\delta i}$ di ogni individuo, calcolato rispetto alle costanti delle popolazioni di origine, deve essere minore di 1. Come ho già dimostrato altrove, questa ultima formulazione è inesatta, in quanto esiste in generale una certa percentuale di individui di una popolazione il cui $\sigma_{\delta i}$ supera 1; ([2]) questa percentuale dipende dal numero di caratteri misurati e dalla correlazione media fra i caratteri.

---

(1) Zarapkin S. R. — *Zur Phaenoanalyse von geographischen Rassen und Arten.* «Arch Naturgesch». 3 : 161 (1934). *Phaenoanalyse von einigen Populationen der Epilachna chrysomelina F.* «Zeit. ind. Abst. u. Vererb» 73 : 282 (1937).

(2) *Alcuni problemi della analisi biometrica di popolazioni naturali*, «Mem. Ist. Ital. Idrobiol». 2 : 301 (1945).

Dahlberg ha proposto, nel 1941, (1) di tener conto della somma di δ_{ij} per effettuare la classificazione dei singoli individui; nel metodo originale di Dahlberg si calcola però, invece che δ_{ij}, il valore:

$$\delta'_{ij} = \frac{x_{ij} - \frac{x_{jA} + x_{jB}}{2}}{\sigma_j}$$

che differisce per la quantità costante $(x_{jA} - x_{jB}) / 2\sigma_j$ da δ_{ij}. Dahlberg non specifica che tali valori vanno sommati con una speciale convenzione per il segno, di cui si occupano Gini e Livada (2) i quali hanno esteso l'applicazione del metodo al calcolo della transvariazione fra più caratteri dando una dimostrazione rigorosa del metodo di Dahlberg, che manca nei lavori di quest'ultimo autore.

Sommando i valori δ'_{ij} per tutti gli s caratteri dell'individuo si ottiene un valore individuale, e calcolando quest'ultimo per tutti gli individui della popolazione si ha una distribuzione, la cui varianza vale:

$$\sigma^2 = s + s\,(s - 1)\,\bar{r} \qquad (4)$$

dove $\bar{r}$ è una media aritmetica degli $s\,(s-1) / 2$ coefficienti lineari di correlazione fra gli s caratteri a due a due. Anche qui si hanno però, come notano Gini e Livada (*l. c.*) difficoltà per i segni dei coefficienti di correlazione. Comunque, come vedremo meglio per il metodo di Zarapkin, $\bar{r}$ è una misura della *correlazione media*, di cui mi interessa di mostrare qui i rapporti con altre misure già proposte per la correlazione media.

2) Uno sviluppo del metodo di Zarapkin.

Se invece che lo scarto quadratico medio dei valori (2) prendiamo la loro *varianza*, cioè il quadrato della (3), avremo per ogni

---

(1) G. Dahlberg e S. Wahlund, *The race biology of the swedish Lapps*, part. II, Uppsala, 1941.

(2) C. Gini e G. Livada, *Nuovi contributi alla teoria della transvariazione*, Società Italiana di Statistica, Atti VI e VII Riunione pag. 346 (1943).

individuo i il valore

$$\sigma^2_{\delta i} = \frac{\sum_{j=1}^{s} (\delta_{ij} - \delta_i)^2}{s - 1} \qquad (5)$$

Possiamo calcolare la media di tutti i valori $\sigma^2_{\delta i}$ per gli n individui di una popolazione:

$$\overline{\sigma^2_\delta} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \frac{\sum_{j=1}^{s} (\delta_{ij} - \overline{\delta}_i)^2}{s - 1} \qquad (6)$$

Ora, dalla (2) scende che:

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \delta_{ij} = 0 \quad ; \quad \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \delta^2_{ij} = 1 \quad ; \quad \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \delta_{ij}\, \delta_{ij'} = r_{jj'} \qquad (7)$$

ove $r_{jj'}$, è il coefficiente di correlazione lineare fra il carattere j e il carattere j'. Le (7) valgono indipendentemente dal tipo della distribuzione dei singoli caratteri. È opportuno che le varianze σ^2_j siano calcolate in questo caso con denominatore n anzichè $(n-1)$ come si è soliti fare.

Espandendo la (6) si ottiene:

$$\overline{\sigma^2_\delta} = \frac{1}{n(s-1)} \left\{ \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{s} \delta^2_{ij} - \frac{1}{s} \sum_{i=1}^{n} \left(\sum_{j=1}^{s} \delta_{ij} \right)^2 \right\}$$

$$= \frac{1}{n(s-1)} \left\{ \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{s} \delta^2_{ij} - \frac{1}{s} \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{s} \delta^2_{ij} - \frac{2}{s} \sum_{i=1}^{n} \sum_{j,j'=1}^{s\,\prime} \delta_{ij}\, \delta_{ij'} \right\} \qquad (8)$$

ove l'apostrofo nell'ultima sommatoria sta ad indicare che dalla sommatoria vanno esclusi i termini in cui $j = j'$.

Ma poichè per le (7)

$$\sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{s} \delta^2_{ij} = sn\,, \quad \sum_{i=1}^{n} \sum_{j,j'=1}^{s\,\prime} \delta_{ij}\, \delta_{ij'} = n \sum_{j,j'=1}^{s\,\prime} r_{jj'}$$

ne segue che $\overline{\sigma^2_\delta}$, cioè la media delle varianze $\sigma^2_{\delta i}$ degli individui di una popolazione, vale:

$$\overline{\sigma^2_\delta} = 1 - \frac{2}{s(s-1)} \sum_{j,j'=1}^{s\,\prime} r_{jj'} = 1 - \overline{r} \qquad (9)$$

Donde si può ottenere, approssimativamente, il valore della media dei $\sigma_{\delta i}$ che può avere interesse nell'applicazione diretta del metodo di Zarapkin, e – conoscendo la distribuzione di σ_δ – nel calcolo della percentuale di individui di una popolazione il cui $\sigma_{\delta i}$ supera 1 ; ma è evidente che ad evitare o l'approssimazione che si ha necessariamente nel passaggio dalla media dei quadrati di una variabile, alla media dei valori della variabile, oppure un inutile aggravio di calcoli, è molto più conveniente fare uso della varianza espressa dalla (5) invece che dallo scarto quadratico medio (3) come nel metodo originale di Zarapkin.

La somiglianza fra la (4) e la (9) è da imputare al fatto che la prima equazione è la varianza delle medie (moltiplicate per s), la seconda la media delle varianze delle quantità, rispettivamente, che differiscono soltanto per un fattore costante.

La differenza di segno in $\bar{r}$ fra la (4) e la (9) è quella che conta dal punto di vista dell'impiego dell'uno o dell'altro metodo per popolazioni biometriche ; ma trascuro qui gli ulteriori sviluppi della questione, perchè non hanno interesse nel problema della correlazione media.

3) Rapporti con il coefficiente sintetico di correlazione di Gini e la correlazione intraclasse.

Immaginiamo come prima ogni valore x_{ij} di un carattere i in un individuo i sostituito col valore della variabile ridotta δ_{ij} dato dalla (1) ; otterremo per una popolazione di $\underline{n}$ individui misurati in $\underline{s}$ caratteri, la matrice :

Caratteri

		1	2	.....	j	.....	s
Individui	1	δ_{11}	δ_{12}	.....	δ_{1j}	.....	δ_{1s}
	2	δ_{21}	δ_{22}	.....	δ_{2j}	.....	δ_{2s}
	..	..	..	.....	..	.....	..
	i	δ_{i1}	δ_{i2}	.....	δ_{ij}	.....	δ_{is}
	..	..	..	.....	..	.....	..
	n	δ_{n1}	δ_{n2}	.....	δ_{nj}	.....	δ_{ns}

È chiaro che la media e varianza di ogni colonna sono rispettivamente O e 1. La media generale $\bar{\delta}$ è pure O, e la varianza generale:

$$\frac{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{s}(\delta_{ij}-\bar{\delta})^2}{n^2}=1 \qquad (10)$$

La media di ogni riga (i—esima) è $\frac{\sum_{j=1}^{s}\delta_{ij}}{s}$ $\bar{\delta}_i$. La varianza della riga (i—esima) è:

$$\sigma^2_{\delta i}=\frac{\sum_{j=1}(\delta_{ij}-\bar{\delta}_i)^2}{s-1}$$

e la media delle varianze di tutte le righe è uguale a $\overline{\sigma^2_\delta}$, cioè a $(1-\bar{r})$.

D'altra parte si può scrivere, in base alla (8):

$$\overline{\sigma^2_\delta}=\frac{1}{n(s-1)}\left\{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}\delta^2_{ij}-s\sum_{i=1}^{n}(\delta_i)^2\right\}$$

ove

$$\bar{\delta}_i=\frac{\sum_{j=1}^{s}\delta_{ij}}{s}$$

Poichè la media generale $\bar{\delta}$ è uguale a O:

$$\sum_{i=1}^{n}(\bar{\delta}_i)^2=\sum_{i=1}^{n}(\bar{\delta}_i-\bar{\delta})^2=nV_m \qquad (11)$$

ove Vm è la varianza delle medie δ_i delle righe. Infine:

$$\bar{\sigma}^2_\delta=\frac{s}{s-1}-\frac{sV_m}{s-1}$$

ma poichè

$$\overline{\sigma^2_\delta}=1-\bar{r}$$

avremo :

$$\bar{r} = \frac{s\,V_m - 1}{s - 1} \qquad (12)$$

Se si volesse calcolare la *correlazione intraclasse* fra i caratteri si avrebbe, ricorrendo alla nota formula :

$$r = \frac{s\,V_m - V}{(s-1)\,V} \qquad (13)$$

ove V è la varianza totale ; ma poichè nel nostro caso la varianza totale V è uguale a 1, è evidente che la (12) è qui identica alla (13).

Gini ha proposto recentemente il *coefficiente di correlazione sintetico* ${}^{2}_{s}\rho$ e ne ha indicato un modo di calcolo rapido. (1) Il coefficiente di Gini è definito come la media ponderata degli $s\,(s-1)\,/\,2$ coefficienti quadratici di correlazione fra le s variabili a due a due, cioè coefficienti del tipo :

$${}^{2}\rho = \frac{\frac{1}{2}\,(S\,x^2 + S\,y^2)}{S\,xy}$$

se x e y sono gli scostamenti di due variabili dalle rispettive medie.

È chiaro che il coefficiente di correlazione quadratico è uguale al coefficiente di correlazione *lineare* fra due caratteri ;

$${}^{2}\gamma = \frac{S\,xy}{\sqrt{(S\,x^2)\,(S\,y^2)}}$$

quando $S\,x^2 = S\,y^2$, il che avviene appunto nel nostro caso di variabili ridotte della matrice δ_{ij} per tutti gli s caratteri.

Inoltre, poichè ${}^{2}_{s}\rho$ è una media ponderata fra gli $s\,(s-1)\,/\,2$ coefficienti fra le variabili a due a due, in cui il peso di ogni ${}^{2}\rho$ è uguale al denominatore di quel ${}^{2}\rho$, e nel nostro caso il denominatore è uguale per ogni ${}^{2}\rho$, la media aritmetica semplice fra i ${}^{2}\rho$ e quindi

---

(1) C. Gini, *Degli indici sintetici di correlazione e delle loro relazioni con l'indice interno di correlazione (intraclass correlation coefficient) e con gli indici di correlazione tra serie di gruppi.* « Metron », 14 : (1941).

anche quella fra i ${}^2r$ (che è $\bar{r}$) dovranno essere uguali al coefficiente di correlazione sintetico di Gini.

Che questo avvenga lo si dimostra immediatamente.

La formula proposta da Gini per il suo coefficiente di correlazione sintetico è:

$$ {}_s\rho = \frac{s\,V_m - {}_aV_i}{(s-1)\,{}_aV_i} \qquad (14) $$

in cui cioè alla varianza totale V della correlazione intraclasse (13) si sostituisce ${}_aV_i$ in (14). ${}_aV_i$ è quella varianza che si ottiene sottraendo dalla varianza generale V la varianza delle medie delle colonne. Ma tutte le colonne hanno media zero nella matrice δ_{ij}, e perciò la varianza fra tali medie è zero, e ${}_aV_i = V = 1$, per cui la (12), la (13) e la (14) coincidono nel caso speciale qui considerato.

L'uso di variabili ridotte secondo la (1), se costa una fatica non indifferente nei calcoli – fatica che può venire notevolmente abbreviata coll'uso di grafici e nomogrammi per il calcolo di δ_{ij} – conduce dunque ad interessanti semplificazioni che vanno oltre la portata dei metodi di Heincke, Zarapkin e tanti altri che lo introdussero in biometria.

4) Sulla correlazione media in generale.

Grazie ai lavori sulla correlazione intraclasse, e ai lavori di Gini sulla correlazione fra serie di gruppi, la *correlazione media* merita una definizione ed un posto accanto alla correlazione multipla, dalla quale si differenzia notevolmente anche per gli scopi che si prefigge.

Abbandonando il caso speciale della matrice δ_{ij} ed operando direttamente sui valori originali x_{ij}, che formano una nuova matrice x_{ij}, si giunge a nuove definizioni della correlazione media, che è in generale la media degli $s\,(s-1)\,/\,2$ coefficienti di correlazione a due a due fra s gruppi di n valori ciascuno.

È evidente che si avranno diverse misure della correlazione media, secondo il tipo di coefficiente scelto per la misura della correlazione fra le variabili a due a due, e secondo il tipo di media fra gli $s\,(s-1)\,/\,2$ coefficienti semplici di correlazione.

Fermandoci alla media aritmetica, ci interessa distinguere il caso della media semplice dalla media ponderata.

La misura r di cui qui si parla è una media semplice di coefficienti di correlazione lineari ; il coefficiente sintetico di Gini ${}^{2}_{s}\rho$ è una media ponderata fra coefficienti quadratici.

Analogamente si potrebbero definire un media ponderata fra coefficienti lineari ${}^{2}_{s}r$ e una media semplice di coefficienti quadratici $\bar{\rho}$.

Poichè ${}^{2}r$ è sempre maggiore o uguale (in valore assoluto) a ${}^{2}\rho$ (uguale quando sono uguali le varianze delle due variabili), $\bar{r}$ è sempre maggiore di $\bar{\rho}$ (trascurando il caso in cui vi siano r negativi). Ma $\bar{r}$ può essere minore, uguale o maggiore di ${}^{2}_{s}r$, e così $\bar{\rho}$ rispetto a ${}^{2}_{s}\rho$, secondo i pesi delle singole correlazioni semplici. È anche possibile che passando dalla media semplice alla media ponderata si rovesci il segno della correlazione media.

Tra il coefficiente di correlazione intraclasse r, il coefficiente di correlazione sintetico ${}^{2}_{s}\rho$ di Gini e la media semplice dei coefficienti di correlazione lineari $\bar{r}$, per i quali si conoscono metodi indiretti più o meno rapidi di calcolo (1), esistono interessanti rapporti, fra i quali noterò qui tre, validi per casi speciali che interessano la pratica, e che mettono bene in luce le relazioni fra i tre coefficienti :

a) se sono uguali fra loro tutte le medie $\bar{x}_j$, il coefficiente di correlazione sintetico di Gini è uguale al coefficiente di correlazione intraclasse r (altrimenti il primo è superiore al secondo, come ha dimostrato Gini, l.c.).

b) Se sono uguali fra loro tutte le varianze σ^2_j, il coefficiente di correlazione sintetico di Gini è uguale al coefficiente di correlazione lineare medio semplice r, altrimenti il primo è generalmente inferiore al secondo ;

c) se sono uguali fra loro tutte le medie $\bar{x}_j$ da una parte, tutte le varianze σ^2_j dall'altra parte, i tre coefficienti hanno uguale valore numerico, come nel caso sopra considerato della matrice δ_{ij}.

---

(1) $\bar{r}$ si può calcolare col procedimento un pò lungo della matrice δ_{ij}, oppure con un metodo rapido approssimato (in stampa)

5. Applicazioni.

Mostreremo con un esempio il modo di applicazione dei metodi per il calcolo della correlazione media, ed i rapporti fra i vari metodi. I dati sperimentali sono misure di dieci caratteri dal V° paio di arti di 20 maschi della specie *Arctodiaptomus bacillifer*, pescati nel lago di Campo *V°* dell'alta Val Bognanco. Le osservazioni sono di V. Tonolli (1). Da notare che i caratteri indicati dal numero 1 al n. 7 corrispondono a quelli analogamente indicati nel lavoro di Tonolli, mentre i caratteri qui indicati dal n. 8 al n. 10 corrispondono ai caratteri 9-11 del lavoro citato.

In tabella 1 sono i dati di 20 individui per 10 caratteri, indicati in unità della scala micrometrica. Si tratta di stabilire la media dei coefficienti di correlazione lineari fra i 10 caratteri a due a due ; i coefficienti di correlazione sarebbero quindi 10 x 9/2 = 45, e il lavoro necessario per calcolarli singolarmente non indifferente.

Sulla tabella 1 sono indicati, ai piedi di ogni colonna, la media e la deviazione standard (scarto quadratico medio) di ognuno dei 10 caratteri . (2)Da ognuno dei duecento valori individuali si calcola la deviazione della rispettiva media, e si divide questa per la deviazione standard del carattere rispettivo. Perciò per ogni dato x_{ij} del carattere i-esimo nell'individuo j-esimo si calcola il valore :

$$\delta_{ij} = \frac{x_{ij} - x_j}{\sigma_j}$$

Ad esempio : per il primo individuo, primo carattere :

$$\delta_{11} = \frac{33 - 36.00}{2,32} = -1.29$$

In modo analogo si ottengono gli altri valori dalla tabella 2. Ai piedi di ogni colonna sono indicati la somma dei valori $\left(\sum_{i=1}^{n} \delta_{ij}\right)$ e la somma dei loro quadrati $\left(\sum_{i=1}^{n} \delta^2_{ij}\right)$ per ogni carattere dei nuovi valori di tabella 2 ; tali somme servono come controllo dei calcoli, dovendo essere ogni somma $\Sigma\, \delta_{ij}$ uguale a zero, e ogni

(1) III volume delle « Memorie dell'Istituto Italiano di Idrobiologia ».

(2) E' qui necessario calcolare ogni deviazione standard prendendo come denominatore sotto radice quadrata il numero di individui n, non il numero di individui meno uno $(n - 1)$ come generalmente praticato.

somma $\Sigma \delta^2_{ij}$ uguale al numero di individui (cioè 20 in questo caso). Le deviazioni dai vaolri attesi sono dovute ad approssimazioni nel calcolo delle deviazioni standard di tabella 1, e non hanno influenza notevole sull'esattezza dei calcoli successivi.

Per applicare la formula (12) in cui s = numero dei caratteri = 10, occorre conoscere la varianza V_m delle medie dei δ_{ij} per ogni individuo. Tali medie sono state calcolate ed indicate nella penultima colonna 2 (δ_i). Poichè la media di tali medie è teoricamente O (in realtà è uguale a + 0.0001) si può prendere, senza approssimazione apprezzabile, come numeratore della varianza V_m la somma dei quadrati delle medie $\sum_{i=1}^{n} (\bar{\delta}_i)^2$ anzichè la somma dei quadrati delle deviazioni di queste medie dalla loro media.

La somma dei quadrati di tali medie è 3.70278, e dividendola per il numero di individui n si avrà la varianza V_m:

$$V_m = \frac{3.70278}{20} = 0.185139$$

che inserita nella formula (12), per s = 10 (numero dei caratteri) dà:

$$r = \frac{10 \times 0.185139 - 1}{10 - 1} 0 = .09460$$

Applicando il metodo di Zarapkin, si calcola la varianza di ogni riga, che è $\sigma^2_{\delta i}$ (ultima colonna della tabella), e si fa la media aritmetica delle n varianze: allora è:

$$\overline{\sigma^2_\delta} = 1 - \bar{r} = 0.90463$$
$$\text{donde } \bar{r} = 0.9537$$

Il valore di $\bar{r}$ così ottenuto è diverso dal precedente per approssimazioni del calcolo delle deviazioni standard dei 10 caratteri; il valore più esatto è il primo. Come si vede nell'ultima riga, la somma dei quadrati dei 200 valori individuali è 199.8618, mentre dovrebbe essere 200.

Tenendo conto di questa differenza, la media delle varianze $\sigma^2_{\delta i}$ di Zarapkin diventa σ^2_δ = 0.905401, ed $\bar{r}$ = 0.094599, valore praticamente identico a quello primo trovato, abbiamo così veduto anche una delle più importanti cause di approssimazione nel calcolo di $\bar{r}$ con questo metodo.

È interessante eseguire il calcolo degli altri indici medi di correlazione sullo stesso materiale.

Ritorniamo perciò alla tabella 1 e calcoliamo

$$V_m = \text{varianza delle medie delle righe} = \frac{28.1295}{20} = 1.406475$$

$$V = \text{varianza totale (dalla media generale)} = \frac{6095.995}{200} = 30.479975$$

$$V_{mi} = \text{varianza delle medie delle colonne} = \frac{238.93225}{10} = 23.893225$$

$$_aV_1 = V - V_{mi} = 6.586750$$

donde si calcola l'indice sintetico di correlazione di Gini:

$$\eta^2_{20} = \frac{s\,V_m - {}_aV_i}{(s-1)\,{}_aV_i} = \frac{14.06475 - 6.58675}{9 \times 6.58675} = 0.126145$$

Calcolando la correlazione intraclasse seguiremo il metodo della analisi della varianza, in cui il divisore della somma dei quadrati nel calcolo della varianza è il numero dei gradi di libertà, ottenuto con le note regole, e con il numero di osservazioni.

Sarà facile ricostruire i rapporti fra le varianze così determinate e quelle ottenute nel calcolo del coefficiente sintetico di Gini, tenendo conto che tutte le varianze *fra* medie nella analisi nella varianza sono le varianze delle medie moltiplicate per il numero di osservazioni di ogni media, onde rendere additive le somme di quadrati.

Analisi della varianza

Origine della varianza	Somma dei quadrati delle deviazioni	Gradi di libertà	Varianza
Totale	6095.995	199	30.63314
Fra medie di individui	281.295	19	14.8050
entro individui	5814.700	180	32.3038

Il coefficiente di correlazione intraclasse (indice interno di correlazione) è :

$$r = \frac{sV_m - V}{(s-1)\,V} = \frac{\text{varianza fra medie - varianza totale}}{(s-1) \times \text{varianza totale}}$$

$$\frac{14.8050 - 30.63314}{9 \times 30.63314} = -0.057411$$

La correlazione intraclasse è negativa; ciò è dovuto ovviamente alla eterogeneità delle medie dei caratteri. È evidente quindi che la correlazione intraclasse interpretata non correttamente darebbe una visione completamente falsa dei rapporti correlativi.

Si può pensare però di proseguire nell'analisi della varianza, ed eliminare dalla varianza totale la varianza fra le medie dei caratteri, il che provoca qui la inversione del segno della correlazione osservata :

Origine della varianza	Somma dei quadrati delle deviazioni	Gradi di libertà	Varianza
totale	6095.995	199	
fra medie di caratteri	4778.645	9	530.9605
Entro caratteri	1317.350	190	6.9334

Si può ora calcolare la correlazione intraclasse, tenendo conto della varianza entro caratteri al posto della varianza totale :

$$r = \frac{14.8050 - 6.9334}{9 \times 6.9334} = 0.12614$$

Il risultato è numericamente identico a quello ottenuto col coefficiente di correlazione di Gini. Infatti, le due formule differiscono soltanto perchè mentre nel caso della correlazione intraclasse, i denominatori delle varianze sono i gradi di libertà, nel caso del coefficiente di Gini sono i numeri di osservazioni ; ed è facile controllare che i risultati numerici devono essere identici. I gradi di libertà della varianza fra medie di individui sono $(n-1)$, quelli della varianza entro caratteri $s\,(n-1)$ e nel rapporto fra le due varianze scompare il coefficiente $(n-1)$ che differenzia i due modi di calcolo.

Questo risultato ci sembra interessante per due ragioni:

a) la correlazione intraclasse dopo eliminazione della varianza fra medie delle variabili correlate (qui, i caratteri) è dunque identica numericamente ad una correlazione sintetica, che è una media ponderata di coefficienti di correlazione quadratici a due a due fra le variabili; perciò si conferisce alla correlazione intraclasse così calcolata un significato di correlazione media che non aveva;

b) d'altra parte, poichè è nota la distribuzione dei coefficienti di correlazione intraclasse in campioni casuali di uno stesso universo (dati i gradi di libertà della varianza tra individui e di quella entro caratteri), si viene a conoscere direttamente la distribuzione dei coefficienti di correlazione sintetici di Gini.

Tabella 1

Arctodiaptomus bacillifer, misure di 10 caratteri del 5° paio di arti in 20 individui maschi pescati nel Lago di Campo V° dell'alta Val Bognanco. Dati sperimentali di Tonolli (1946). Unità di misura della scala micrometrica originale.

Num. individui	Caratteri										Media
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
1	33	36	32	31	38	30	31	26	38	24	31,9
2	32	36	33	35	35	32	30	28	27	22	32,0
3	34	35	37	31	40	38	30	28	37	23	33,3
4	35	36	40	32	38	37	32	29	38	24	34,1
5	36	36	40	36	41	40	33	31	40	21	35,4
6	33	35	39	32	38	35	29	25	37	22	32,5
7	35	41	48	37	40	42	30	30	37	22	36,2
8	38	40	39	37	38	37	28	26	37	22	34,2
9	38	39	42	31	39	40	29	23	37	25	34,3
10	35	38	37	29	35	35	32	28	34	21	32,4
11	38	42	41	32	36	39	29	29	36	18	34,0
12	37	38	39	31	37	39	27	29	37	26	34,0
13	35	40	38	28	40	36	34	29	40	24	34,4
14	37	35	38	30	37	35	32	28	26	24	33,2
15	40	38	35	30	38	27	28	27	34	23	32,0
16	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	33,5
17	40	34	40	33	38	38	26	26	40	23	33,8
18	37	36	35	27	33	32	27	26	38	22	31,3
19	39	37	40	30	29	39	30	28	42	22	33,6
20	35	33	39	30	37	39	31	30	37	27	33,8
Media	36,00	37,10	38,55	31,65	37,15	36,15	30,00	27,70	37,55	23,10	
Scarto quadratico medio	2,32	2,32	3,32	2,69	2,67	3,71	2,10	1,87	1,91	2,10	

Tabella 2

Num. indiv.	CARATTERI										δ_i	$\sigma^2_{\cdot i}$
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10		
1	— 1,29	— 0,47	— 1,97	— 0,24	+ 0,32	— 1,66	+ 0,48	— 0,91	+ 0,24	+ 0,[illegible]	— 0,507	0,82356
2	— 1,71	— 0,47	— 1,67	+ 1,24	— 0,80	— 1,12	0,00	+ 0,[illegible]	— 0,[illegible]	— 0,5[illegible]	— 0,[illegible]	0,78741
3	— 0,86	— 0,[illegible]	— 0,47	— 0,24	+ 1,07	+ 0,50	0,00	+ 0,[illegible]	— 0,[illegible]	— 0,0[illegible]	— [illegible],0[illegible]	0,35939
4	— 0,43	— 0,47	+ 0,44	+ 0,13	+ 0,32	+ 0,[illegible]	+ 0,95	+ 0,[illegible]	+ 0,[illegible]	+ 0,[illegible]	+ 0,[illegible]	0,19473
5	0,00	— 0,47	+ 0,44	+ 1,62	+ 1,44	+ 1,04	+ 1,43	+ 1,76	+ 1,28	— 1,00	+ 0,754	0,92106
6	— 1,29	— 0,[illegible]	+ 0,13	+ 0,13	+ 0,32	— 0,31	— 0,48	— 1,[illegible]	— 0,[illegible]	— 0,5[illegible]	— 0,[illegible]	0,35682
7	— 0,43	+ 1,68	+ [illegible],85	+ 1,99	+ 1,07	+ 1,58	0,00	+ 1,[illegible]	— 0,[illegible]	— 0,5[illegible]	+ 0,[illegible]	,35045
8	+ 0,86	+ 1,[illegible]5	+ 0,13	+ 1,[illegible]9	+ 0,[illegible]2	+ 0,[illegible]3	— 0,[illegible]5	— 0,6[illegible]	— 0,[illegible]	— 0,[illegible]	+ 0,[illegible]	0,80714
9	+ 0,86	+ 0,8[illegible]	+ [illegible],04	— 0,24	+ 0,69	+ 1,01	— 0,[illegible]	— [illegible],5[illegible]	— 0,[illegible]	— 0,[illegible]	— 0,[illegible]	[illegible],[illegible]29
10	— 0,43	+ 0,[illegible]	— 0,47	— 0,98	— 0,80	— 0,[illegible]	+ 0,95	+ 0,[illegible]0	— [illegible],[illegible]6	— [illegible],0[illegible]	— 0,[illegible]5	0,63887
11	+ 0,86	+ [illegible],[illegible]	+ 0,74	+ 0,[illegible]3	+ 0,43	+ 0,77	— 0,48	+ 0,6[illegible]	— 0,[illegible]	— [illegible],[illegible]	— 0,[illegible]	,51886
12	+ 0,43	+ 0,[illegible]9	+ 0,13	— 0,24	— 0,06	— 0,77	— 0,43	+ 0,66[illegible]	— 0,[illegible]	+ [illegible],[illegible]8	+ 0,[illegible]	0,57824
13	— 0,43	+ 1,25	— 0,47	— 1,36	+ 1,07	— 0,0[illegible]	+ 1,90	+ 0,69	+ [illegible],[illegible]	+ 0,[illegible]3	+ 0,[illegible]	0,[illegible]4970
14	+ 0,43	— 0,[illegible]	— 0,47	— 0,61	— 0,06	— 0,[illegible]	+ 0,95	+ 0,[illegible]6	— 0,[illegible]7	+ 0,[illegible]	— 0,0[illegible]	0,55575
15	+ 1,7	+ 0,[illegible]9	— 1,07	— 0,61	— 0,[illegible]2	— [illegible],47	— 0,05	— 0,37	— 1,86	— 0,0[illegible]	— 0,[illegible]6	,[illegible]3[illegible]4
16	— 1,29	— [illegible],0[illegible]	+ 0,13	— 0,[illegible]1	— 0,43	— 0,85	+ 0,95	+ 0,[illegible]6	+ 0,76	+ [illegible],[illegible]6	+ 0,[illegible]0	0,[illegible]3[illegible]54
17	+ 1,7[illegible]	— [illegible],[illegible]4	+ 0,44	+ 0,5[illegible]	+ 0,[illegible]2	+ 0,50	— 1,90	— 0,[illegible]	— [illegible],[illegible]8	— 0,05	+ 0,0[illegible]	[illegible],[illegible]862
18	+ 0,[illegible]3	— 0,47	— 1,07	— 1,73	— 1,55	— [illegible],[illegible]2	— [illegible],43	— 0,9[illegible]	— 0,[illegible]4	— 0,[illegible]7	— 0,[illegible]2	0,53[illegible]42
19	+ 1,29	— 0,01	+ 0,44	— 0,6[illegible]	— 3,05	+ 0,77	0,00	+ 0,16	+ 2,33	— 0,5[illegible]	+ 0,0[illegible]7	1,97693
20	— 0,44	— 1,77	+ 0,13	— 0,6[illegible]	— 0,06	+ 0,77	+ 0,[illegible]8	+ 1,[illegible]3	— 0,[illegible]9	+ 1,36	+ 0,[illegible]3	1,04652
$\Sigma\delta$	0,00	— 0,01	— 0,02	+ 0,02	+ 0,02	+ 0,01	— 0,01	— 0,02	— 0,01	+ 0,02		
$\Sigma\delta^2$	19,9692	20,0487	20,0698	19,9622	19,9644	20,0147	19,9217	20,0044	19,9987	19,9080		

Dei rapporti fra indice sintetico di Gini e correlazione intraclasse, e dei vantaggi che derivano da questo scambio di proprietà fra i due indici è stato fatto uso in un lavoro sulla distribuzione orizzontale del plancton [1].

SOMMARIO

Si sviluppa un metodo già proposto da Zarapkin per la discriminazione fra popolazioni, discutendone i rapporti con la correlazione media. Quest'ultima viene definita come la media degli $s\,(s - 1) / 2$ coefficienti di correlazione fra s caratteri a due a due, e si illustrano i rapporti fra diversi coefficienti di correlazione media già proposti, come il coefficiente di correlazione sintetico di Gini, e il coefficiente di correlazione intraclasse.

SUMMARY

A method proposed by Zarapkin for the discrimination between populations is developed with regard to the mean correlation. As « mean correlation » is defined a mean between the $s\,(s - 1) / 2$ correlation coefficientes between s characters two by two, and the relations between already knovn mean correlation coefficients as Gini's sinthetic coefficient, and the intraclass correlation coefficient, are

ZUSAMMENFASSUNG

Eine Methode zur Unterscheidung zwischen Populationen, die von Zarapkin stammt, wird entwickelt, und ihre Beziehungen zu der « mittleren Korrelation » werden dargestellt. Als « mittlere Korrelation » ist ein Mittel der $s\,(s - 1) / 2$ einfachen Korrelation shoeffizienten zwischen s Charakteren definiert. Die Beziehungen zwischen schon bekannten mittleren Morrelationskoeffizienten, wie, der synthetische Korrelationskaeffizient von Gini, und die Geschwisterkorrelation (« intraclass correlation ») werden besprochen.

---

(1) E. Baldi, L.L. Cavalli, L. Pirocchi. – *Ulteriori ricerche sulla distribuzione orizzontale del plancton in un grande lago oligotrofo.* « Mem. Ist. Ital. Idrobiol ». III: 123 (1947).

J. M. HAMMERSLEY.

The unbiassed estimate and standard error of the interclass variance.

SUMMARY. — When, in the analysis of variance of a one-way classification with unequal class-numbers, heterogeneity has been shown to exist between the class means, it may be of interest to determine the variance of this heterogeneity, namely the interclass variance. Formula (v) gives the unbiassed estimate and formula (ix) the sampling variance of this interclass variance. Formula (xv) gives the appropriate class-numbers for the experiment designed to estimate the interclass variance as accurately as possible. The introductiont sketches the practical application of these results ; and a numerical example is given at the end of the paper.

INTRODUCTION.

1. The general problem solved here may be typified by the following particular case. We have 20 similar pieces of steel which have been subjected to an annealing process. These pieces can be considered as typical examples of a much larger number of such pieces, which have been or are intended to be produced in quantity. They comprise, in fact, a random sample from the whole population of such pieces. We wish to determine how great is the variation of flexural rigidity after annealing between the various members of the whole population. We could by straightforward statistical methods infer this answer from the data afforded by the sample of 20 pieces, if we could measure exactly the flexural rigidity of each of these 20 pieces. But unfortunately our experimental methods for measuring flexural rigidity are subject to error ; in that, if several measurements are made upon the same piece of steel, the results are not all precisely the same. Moreover it is suspected that this variation between results obtained on the same piece of steel (i. e. experimental error) is of much the same order of magnitude or perhaps of even greater order of magnitude than the varia-

tion existing between the true rigidities of different pieces. Nevertheless it is possible by means of the following analysis

(i) to separate and isolate the two different causes of variation;

(ii) to estimate the magnitude of the variation, thus isolated, in true rigidity between different pieces of the population; and

(iii) to assess the accuracy of the answer obtained in (ii).

The data for such an analysis will consist of a number of different measurements of flexural rigidity made upon the several pieces of steel: for instance, 7 measurements are taken for the first piece, 12 measurements for the second piece, 10 for the third and so on for the 20 different pieces. These numbers just quoted have been selected quite arbitrarily; but we shall in the course of the discussion investigate the question of how many measurements should be taken on each piece and how many pieces should be measured in order to make the results of the analysis as accurate as possible.

2. It is clear that this type of analysis extends to a fairly wide range of problems. It arises, for example, whenever errors of measurement are of comparable magnitude to any changes that we wish to detect in true dimensions. More generally, it arises when we wish to study one of two contributory causes of variation apart from the confusing influence of the other cause. This state of affairs is illustrated by the numerical example, given at the end of this article, on the lives of electric lamps.

3. Of the three results of the analysis (listed as (i), (ii), and (iii) in para 1), (i) is simply an analysis of variance for one-way classification, which is a very well-known technique; (ii) is also well-known for the particular case in which the number of measurements on each individual piece is the same for every piece measured, but the corresponding result when the number of measurements differs from piece to piece is less well-known; and finally (so far as I am aware) (iii) has hitherto received attention only in the particular case just mentioned. The mathematics necessary to obtain the required formulae for the general case involves the manipulation of double series, in which the limits of summation for one of the two suffices depends arbitrarily upon

the value of the other suffix. These series are finite, and they need to be combined as quartic polynomials; and hence the domain over which the analysis extends is an *irregular* eight-dimensional lattice. So far as I know, none of the conventional methods of the tensor calculus or the algebra of sets is sufficiently powerful to yield a solution without excessive algebraic labour; and I have therefore employed what may be called « dummy Kronecker-deltas » to solve the problem.

Theoretical treatment.

4. Suppose we have N observations $x_{a\alpha}$ belonging to k classes ($a = 1, 2, \ldots, k$) of which the ath class contains n_a members ($\alpha = 1, 2, \ldots, n_a$). Then

$$\sum_{a=1}^{k} n_a = N$$

We suppose that $x_{a\alpha} = X_a + \xi_{a\alpha}$, where X_a is an effect characterising the ath class and $\zeta_{a\alpha}$ is a random effect. The N different ξ's are supposed to belong to a single population (representing experimental error) with variance v; and the k different X's to another population with variance V. All the ξ's and X's are assumed to be independent of one another. We may for convenience choose the origins of coordinates so that $E(X) = E(\xi) = O$. Let the fourth cumulants of the distributions of X and ξ be respectively denoted by $\Gamma_2 V^2$ and $\gamma_2 v^2$.

5. The variance table may be written:—

	Sum of squares	Degrees of freedom
Between classes.	S_1	$k - 1$
Within classes	S_2	$N - k$

where

$$S_1 = \sum_{a=1}^{k} n_a (\bar{x}_{a\cdot} - \bar{x}_{\cdot\cdot})^2 \quad , \qquad S_2 = \sum_{a=1}^{k} \sum_{\alpha=1}^{n_a} (x_{a\alpha} - \bar{x}_{a\cdot})^2$$

and

$$n_a \bar{x}_{a\cdot} = \sum_{\alpha=1}^{n_a} x_{a\alpha} \quad , \qquad N\bar{x}_{\cdot\cdot} = \sum_{a=1}^{k} n_a \bar{x}_{a\cdot}$$

6. To avoid the need for writing various combinations of Σ symbols, we shall write $x_{a\alpha}$, $x_{b\beta}$, $x_{c\gamma}$, $x_{d\delta}$ for typical observations, where the Roman suffices a, b, c, d can run over the range 1, 2, . . . , k, and the Greek suffices α, β, γ, δ run over the associated ranges 1 . . . n_a, 1 . . . n_b, 1 . . . n_c, 1 . . . n_d respectively. Where two Greek suffices have to run over the same range 1 . . . n_a, for example, we may denote them by α_1, α_2, etc. Then we can write

$$S_1 = n_a^{-1} x_{a\alpha_1} x_{a\alpha_2} - N^{-1} x_{a\alpha} x_{b\beta} \quad ; \quad S_2 = x^2_{a\alpha} - n_a^{-1} x_{a\alpha_1} x_{a\alpha_2}$$

where the expressions on the right of these two equations are summed over all the suffices appearing in them.

7. We now establish two lemmas :—

Lemma 1 :—

$$E\,(x_{a\alpha}\, x_{b\beta}) = E\,\{(X_a + \xi_{a\alpha})\,(X_b + \xi_{b\beta})\}$$
$$= \delta_{\alpha\alpha}\,\delta_{\beta\beta}\,\delta_{ab}\,V + \delta_{\alpha\beta}\,\delta_{ab}\,v \quad \ldots\ldots\ldots \text{(i)}$$

where δ_{ij} is the Kronecker-delta

$$\delta_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{if } i = j \\ 0 & \text{if } i \neq j\,; \end{cases}$$

and the „ dummy " Kronecker-deltas $\delta_{\alpha\alpha}$, $\delta_{\beta\beta}$ have been inserted so that (i) is true when both sides are summed over all values of the suffices.

Lemma 2 :—

$$E\,(x_{a\alpha}\, x_{b\beta}\, x_{c\gamma}\, x_{d\delta}) = E\,\{(X_a + \xi_{a\alpha})\,(X_b + \xi_{b\beta})\,(X_c + \xi_{c\gamma})\,(X_d + \xi_{d\delta})\} =$$
$$= V^2\,\{\delta_{\alpha\alpha}\,\delta_{\beta\beta}\,\delta_{\gamma\gamma}\,\delta_{\delta\delta}\,(\delta_{ab}\,\delta_{cd} + \delta_{ac}\,\delta_{bd} + \delta_{ad}\,\delta_{bc} + \Gamma_2\,\delta_{ab}\,\delta_{ac}\,\delta_{ad})\} +$$
$$+ v\,V\,\{\delta_{ab}\,\delta_{cd}\,(\delta_{\alpha\beta}\,\delta_{\gamma\gamma}\,\delta_{\delta\delta} + \delta_{\gamma\delta}\,\delta_{\alpha\alpha}\,\delta_{\beta\beta}) + \delta_{ac}\,\delta_{bd}\,(\delta_{\alpha\gamma}\,\delta_{\beta\beta}\,\delta_{\delta\delta} +$$
$$+ \delta_{\beta\delta}\,\delta_{\alpha\alpha}\,\delta_{\gamma\gamma}) + \delta_{ad}\,\delta_{bc}\,(\delta_{\alpha\delta}\,\delta_{\beta\beta}\,\delta_{\gamma\gamma} + \delta_{\beta\gamma}\,\delta_{\alpha\alpha}\,\delta_{\delta\delta})\} +$$
$$+ v^2\,\{\delta_{ab}\,\delta_{cd}\,\delta_{\alpha\beta}\,\delta_{\gamma\delta} + \delta_{ac}\,\delta_{bd}\,\delta_{\alpha\gamma}\,\delta_{\beta\delta} + \delta_{ad}\,\delta_{bc}\,\delta_{\alpha\delta}\,\delta_{\beta\gamma} +$$
$$+ \gamma_2\,\delta_{ab}\,\delta_{ac}\,\delta_{ad}\,\delta_{\alpha\beta}\,\delta_{\alpha\gamma}\,\delta_{\alpha\delta}\} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \text{(ii)}$$

To see the truth of this second lemma, we note that $E\,(X_a\, X_b\, X_c X_d)$ vanishes except when a, b, c, d are equal in pairs. The possibilities are then

$(a = b \neq c = d,\ a = c \neq b = d,\ a = d \neq c = b,\ a = b = c = d)$

leading respectively to the terms $(\delta_{ab}\,\delta_{cd},\ \delta_{ac}\,\delta_{bd},\ \delta_{ad}\,\delta_{bc},\ 3 + \Gamma_2)\ V^2$, the last term being true because $E(X^4) = (3 + \Gamma_2)\ V^2$. This method of dealing with quartic polynomials was communicated to the author by the late Prof. P. J. Daniell (Ref. 1). It then remains to insert the dummy-deltas $\delta_{\alpha\alpha}\,\delta_{\beta\beta}\,\delta_{\gamma\gamma}\,\delta_{\delta\delta}$ for the same reason as before. The remaining terms of (ii) follow in similar fashion.

8. We may now evaluate $E(S_1)$ and $E(S_2)$, by means of Lemma 1.

$$E(S_1) = V\left\{\delta_{\alpha_1\alpha_1}\,\delta_{\alpha_2\alpha_2}\,\frac{\delta_{aa}}{n_a} - \delta_{\alpha\alpha}\,\delta_{\beta\beta}\,\frac{\delta_{ab}}{N}\right\} + v\left\{\delta_{\alpha_1\alpha_2}\frac{\delta_{aa}}{n_a} - \delta_{\alpha\beta}\,\frac{\delta_{ab}}{N}\right\} =$$

$$= V\left(n_a\,\delta_{aa} - n_a\,n_b\,\frac{\delta_{ab}}{N}\right) + v\left(\delta_{aa} - n_a\,\frac{\delta_{ab}}{N}\right) =$$

$$= V\left(N - \frac{s_2}{N}\right) + v\,(k - 1) \qquad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \text{(iii)}$$

where $s_j = \sum_{a=1}^{k} n_a^j$. Similarly

$$E(S_2) = v\,(N - k) \qquad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \text{(iv)}$$

as is well-known from the structure of the analysis of variance.

9. If $M_1 = S_1/(k - 1)$, $M_2 = S_2/(N - k)$ are the corresponding mean squares, we have

$$E(M_1) - E(M_2) = V\,(N^2 - s_2)/N\,(k - 1)\,;$$

whence the interclass variance

$$\theta = \frac{N\,(k - 1)}{(N^2 - s_2)}\,(M_1 - M_2) \qquad \ldots\ldots \text{(v)}$$

is such that $E(\theta) = V$. The result obtained at (v) was given in Ref. 2; but the means of obtaining it there was several times longer and more laborious than the method used here. For the

particular case when all the class-numbers n_a are equal we have $s_2 = N^2/k$; so that

$$\theta = k\,(M_1 - M_2)/N = (M_1 - M_2)/n\,,$$

a well-known result (Ref. 3).

10. To obtain var (θ), we evaluate $E\,(S_1^2)$, $E\,(S_1 S_2)$, $E\,(S_2^2)$. We have

$$S_1^2 = \frac{x_{a\alpha_1}\, x_{a\alpha_2}\, x_{b\beta_1 1}\, x_{b\beta_2}}{n_a\, n_b} - 2\,\frac{x_{a\alpha_1}\, x_{a\alpha_2}\, x_{b\beta}\, x_{c\gamma}}{n_a\, N} + \frac{x_{a\alpha}\, x_{b\beta}\, x_{c\gamma}\, x_{d\delta}}{N^2}$$

Hence using Lemma 2, the terms in $E\,(S_1^2)$ are

(1) coefficient of V^2 :—

$$\frac{\delta_{\alpha_1\,\alpha_1}\,\delta_{\alpha_2\,\alpha_2}\,\delta_{\beta_1\,\beta_1}\,\delta_{\beta_2\,\beta_2}}{n_a\, n_b}\,(\delta_{aa}\,\delta_{bb} + 2\,\delta_{ab}^2 + \Gamma_2\,\delta_{aa}\,\delta_{ab}^2) -$$

$$- \frac{2\,\delta_{\alpha_1\,\alpha_1}\,\delta_{\alpha_2\,\alpha_2}\,\delta_{\beta\beta}\,\delta_{\gamma\gamma}}{n_a\, N}\,(\delta_{aa}\,\delta_{bc} + 2\,\delta_{ab}\,\delta_{ac} + \Gamma_2\,\delta_{aa}\,\delta_{ab}\,\delta_{ac}) +$$

$$+ \frac{\delta_{\alpha\alpha}\,\delta_{\beta\beta}\,\delta_{\gamma\gamma}\,\delta_{\delta\delta}}{N^2}\,(\delta_{ab}\,\delta_{cd} + \delta_{ac}\,\delta_{bd} + \delta_{ad}\,\delta_{bc} + \Gamma_2\,\delta_{ab}\,\delta_{ac}\,\delta_{ad}) =$$

$$= n_a\, n_b\,(\delta_{aa}\,\delta_{bb} + 2\,\delta_{ab} + \Gamma_2\,\delta_{aa}\,\delta_{ab}) -$$

$$- \frac{2\,n_a\, n_b\, n_c}{N}\,(\delta_{aa}\,\delta_{bc} + 2\,\delta_{ab}\,\delta_{ac} + \Gamma_2\,\delta_{aa}\,\delta_{ab}\,\delta_{ac}) +$$

$$+ \frac{n_a\, n_b\, n_c\, n_d}{N^2}\,(\delta_{ab}\,\delta_{cd} + \delta_{ac}\,\delta_{bd} + \delta_{ad}\,\delta_{bc} + \Gamma_2\,\delta_{ab}\,\delta_{ac}\,\delta_{ad}) =$$

$$= (N^2 + 2\,s_2 + \Gamma_2\,s_2) - 2\left(s_2 + \frac{2s_3}{N} + \frac{\Gamma_2\,s_3}{N}\right) +$$

$$+ \left(\frac{3s_2^2}{N^2} + \frac{\Gamma_2\,s_4}{N^2}\right) = \left(N^2 - \frac{4\,s_3}{N} + \frac{3\,s^2{}_2}{N^2}\right) + \Gamma_2\left(s_2 - \frac{2\,s_3}{N} + \frac{s_4}{N^2}\right)$$

(2) coefficient of vV :—

$$\frac{1}{n_a n_b}\Big\{\delta_{aa}\delta_{bb}(\delta_{\alpha_1\alpha_2}\delta_{\beta_1\beta_1}\delta_{\beta_2\beta_2}+\delta_{\beta_1\beta_2}\delta_{\alpha_1\alpha_1}\delta_{\alpha_2\alpha_2})+\delta_{ab}^2(\delta_{\acute{\alpha}_1\beta_1}\delta_{\acute{\alpha}_2\acute{\alpha}_2}\delta_{\beta_2\beta_2}+$$

$$+\delta_{\alpha_2\beta_2}\delta_{\alpha_1\alpha_1}\delta_{\beta_1\beta_1}+\delta_{\acute{\alpha}_1\beta_2}\delta_{\acute{\alpha}_2\acute{\alpha}_2}\delta_{\beta_1\beta_1}+\delta_{\alpha_2\beta_1}\delta_{\alpha_1\alpha_1}\delta_{\beta_2\beta_2})\Big\}-$$

$$-\frac{2}{n_a N}\Big\{\delta_{aa}\delta_{bc}(\delta_{\alpha_1\alpha_2}\delta_{\beta\beta}\delta_{\gamma\gamma}+\delta_{\beta\gamma}\delta_{\alpha_1\alpha_1}\delta_{\alpha_2\alpha_2})+\delta_{ab}\delta_{ac}(\delta_{\alpha_1\beta}\delta_{\alpha_2\alpha_2}\delta_{\gamma\gamma}+$$

$$+\delta_{\alpha_2\gamma}\delta_{\alpha_1\acute{\alpha}_1}\delta_{\beta\beta}+\delta_{\alpha_1\gamma}\delta_{\alpha_2\alpha_2}\delta_{\beta\beta}+\delta_{\alpha_2\beta}\delta_{\alpha_1\alpha_1}\delta_{\gamma\gamma})\Big\}+\frac{1}{N^2}\Big\{\delta_{ab}\delta_{cd}(\delta_{\alpha\beta}\delta_{\gamma\gamma}\delta_{\delta\delta}+$$

$$+\delta_{\gamma\delta}\delta_{\alpha\alpha}\delta_{\beta\beta})+\delta_{ac}\delta_{bd}(\delta_{\alpha\gamma}\delta_{\beta\beta}\delta_{\delta\delta}+\delta_{\beta\delta}\delta_{\alpha\alpha}\delta_{\gamma\gamma})+\delta_{ad}\delta_{bc}(\delta_{\alpha\delta}\delta_{\beta\beta}\delta_{\gamma\gamma}+$$

$$+\delta_{\beta\gamma}\delta_{\alpha\acute{\alpha}}\delta_{\delta\delta})\Big\}=\frac{1}{n_a n_b}\Big\{\delta_{aa}\delta_{bb}(n_a n_b^2+n_b n_a^2)+\delta_{ab}(2n_a^2 n_b+2n_a n_b^2)\Big\}-$$

$$-\frac{2}{n_a N}\Big\{\delta_{aa}\delta_{bc}(n_a n_b n_c+n_a^2 n_b)+2\delta_{ab}\delta_{ac}(n_a^2 n_c+n_a^2 n_b)\Big\}+$$

$$+\frac{1}{N^2}\Big\{\delta_{ab}\delta_{cd}(n_a n_c n_d+n_a n_b n_c)+\delta_{ac}\delta_{bd}(n_a n_b n_d+n_a n_b n_c)+$$

$$\delta_{ad}\delta_{bc}(n_a n_b n_c+n_a n_b n_d)\Big\}=(2kN+4N)-\frac{2}{N}(ks_2+N^2+4s_2)+$$

$$+\frac{1}{N^2}(6Ns_2)=2(k+1)\left(N-\frac{s_2}{N}\right)$$

(3) coefficient of v^2 :—

$$\frac{1}{n_a n_b}\Big\{\delta_{aa}\delta_{bb}\delta_{\alpha_1\alpha_2}\delta_{\beta_1\beta_2}+\delta_{ab}^2(\delta_{\alpha_1\beta_1}\delta_{\alpha_2\beta_2}+\delta_{\alpha_1\beta_2}\delta_{\alpha_2\beta_1})+$$

$$+\gamma_2\delta_{aa}\delta_{ab}^2\delta_{\alpha_1\alpha_2}\delta_{\alpha_1\beta_1}\delta_{\alpha_1\beta_2}\Big\}-\frac{2}{n_a N}\Big\{\delta_{aa}\delta_{bc}\delta_{\alpha_1\alpha_2}\delta_{\beta\gamma}+$$

$$+\delta_{ab}\delta_{ac}(\delta_{\acute{\alpha}_1\beta}\delta_{\alpha_2\gamma}+\delta_{\acute{\alpha}_1\gamma}\delta_{\alpha_2\beta})+\gamma_2\delta_{aa}\delta_{ab}\delta_{ac}\delta_{\alpha_1\alpha_2}\delta_{\alpha_1\beta}\delta_{\alpha_1\gamma}+\Big\}$$

$$+\frac{1}{N^2}\Big\{\delta_{ab}\delta_{cd}\delta_{\alpha\beta}\delta_{\gamma\delta}+\delta_{ac}\delta_{bd}\delta_{\alpha\gamma}\delta_{\beta\delta}+\delta_{ad}\delta_{bc}\delta_{\alpha\delta}\delta_{\beta\gamma}+$$

$$+\gamma_2\delta_{ab}\delta_{ac}\delta_{ad}\delta_{\alpha\beta}\delta_{\alpha\gamma}\delta_{\alpha\delta}\Big\}=\Big\{\delta_{aa}\delta_{bb}+2\delta_{ab}+\gamma_2\delta_{aa}\delta_{ab}n_a^{-1}\Big\}-$$

$$-\frac{2}{N}\Big\{\delta_{aa}\delta_{bc}n_b+\delta_{ab}\delta_{ac}(2n_a)+\gamma_2\delta_{aa}\delta_{ab}\delta_{ac}\Big\}+$$

$$+\frac{1}{N^2}\left\{\delta_{ab}\,\delta_{cd}\,n_a\,n_c+\delta_{ac}\,\delta_{bd}\,n_a\,n_b+\delta_{ad}\,\delta_{bc}\,n_a\,n_b+\right.$$

$$\left.+\gamma_2\,\delta_{ab}\,\delta_{ac}\,\delta_{ad}\,n_a\right\}=(k^2+2k+\gamma_2\,s_{-1})-\frac{2}{N}(kN+2N+k\gamma_2)+$$

$$+\left(3+\frac{\gamma_2}{N}\right)=(k^2-1)+\gamma_2\left(s_{-1}+\frac{1-2k}{N}\right).$$

Collecting up (1), (2), and (3), and using (iii) we get

$$\text{var}\,(S_1)=E\,(S_1^2)-\{E\,(S_1)\}^2=V^2\left\{2\left(s_2-\frac{2\,s_3}{N}+\frac{s_2^2}{N^2}\right)+\right.$$

$$+\Gamma_2\left(s_2-\frac{2\,s_3}{N}+\frac{s_4}{N^2}\right)\Big\}+4\,v\,V\left\{N-\frac{s_2}{N}\right\}+$$

$$\left.+v^2\left\{2\,(k-1)+\gamma_2\,(s_{-1}+\frac{1-2k}{N}\right)\right\}\ldots\ldots\ldots\quad\text{(vi)}$$

In similar fashion we may evaluate

$$\text{var}\,(S_2)=v^2\left\{2\,(N-k)+\gamma_2\,(s_{-1}+N-2\,k)\right\}\quad\ldots\ldots\ldots\text{(vii)}$$

$$\text{cov}\,(S_1,S_2)=v^2\,\gamma_2\left\{k-1+\frac{k}{N}-s_{-1}\right\}\quad\ldots\ldots\ldots\ldots\text{(viii)}$$

It is easy to see that terms in V^2 and vV cannot enter into (vii) and (viii) because S_2 does not depend upon the X's; and hence evaluating (vii) and (viii) we need only consider the coefficient of v^2. Moreover in (viii), we know that if the ξ's are distributed normally, cov $(S_1, S_2) = O$ (by Cochran's theorem); and hence in the general case cov (S_1, S_2) contains only a term in $v^2\,\gamma_2$. We have

$$S_1\,S_2=\frac{x_{a\alpha_1}\,x_{a\alpha_2}\,x^2_{b\beta}}{n_a}-\frac{x_{a\alpha}\,x_{b\beta}\,x^2_{c\gamma}}{N}-\frac{x_{a\alpha_1}\,x_{a\alpha_2}\,x_{b\beta_1}\,x_{b\beta_2}}{n_a\,n_b}+$$

$$+\frac{x_{a\alpha}\,x_{b\beta}\,x_{c\gamma_1}\,x_{c\gamma_2}}{N\,n_c}$$

so the coefficient of $v^2\,\gamma_2$ in $E\,(S_1\,S_2)$ is

$$\frac{\delta_{aa}\,\delta^2_{ab}}{n_a}\,\delta_{\alpha_1\alpha_2}\,\delta^2_{\alpha_1\beta}-\frac{\delta_{ab}\,\delta^2_{ac}}{N}\,\delta_{\alpha\beta}\,\delta^2_{\alpha\gamma}-\frac{\delta_{aa}\,\delta^2_{ab}}{n_a\,n_b}\,\delta_{\alpha_1\alpha_2}\,\delta_{\alpha_1\beta_2}\,\delta_{\alpha_1\beta_2}+$$

$$+\frac{\delta_{ab}\,\delta^2_{ac}}{N n_c}\,\delta_{\alpha_1}\,\delta_{\alpha\gamma_1}\,\delta_{\alpha\gamma_2}=\delta_{aa}\,\delta_{ab}-\frac{\delta_{ab}\,\delta_{ac}\,n_a}{N}-\frac{\delta_{aa}\,\delta_{ab}}{n_b}+$$

$$+\frac{\delta_{ab}\,\delta_{ac}}{N}=k-1-s_{-1}+\frac{k}{N}$$

These results given in (vii) and viii) and the last term of (vi) have been given previously by Pearson (Ref. 4). Hence

$$\text{var}\,(\theta) = \frac{N^2\,(k-1)^2}{(N^2-s_2)^2}\left\{\frac{\text{var}\,(S_1)}{(k-1)^2} - \frac{2\,\text{cov}\,(S_1,\,S_2)}{(k-1)\,(N-k)} + \frac{\text{var}\,(S_2)}{(N-k)^2}\right\}$$

In this expression the terms in V^2 and vV may be written down at sight; and the coefficient of $v^2\,N^2/(N^2-s_2)^2$ is

$$\left\{2\,(k-1) + \gamma_2\left(s_{-1} + \frac{1-2k}{N}\right)\right\} - 2\left(\frac{k-1}{N-k}\right)\left\{\gamma_2\,(k-1+\right.$$

$$\left.+\frac{k}{N} - s_{-1})\right\} + \left(\frac{k-1}{N-k}\right)^2\left\{2\,(N-k) + \gamma_2\,(s_{-1}+N-2k)\right\}$$

$$= 2\,(k-1)\left\{1 + \left(\frac{k-1}{N-k}\right)\right\} + \gamma_2\,s_{-1}\left\{1 + 2\left(\frac{k-1}{N-k}\right) + \left(\frac{k-1}{N-k}\right)^2\right\} +$$

$$+\gamma_2\left\{\left(\frac{1-2k}{N}\right) + \left(2-2k-\frac{2k}{N}\right)\left(\frac{k-1}{N-k}\right) + (N-2k)\left(\frac{k-1}{N-k}\right)^2\right\}$$

$$= 2\,(k-1)\left\{1 + \left(\frac{k-1}{N-k}\right)\right\} + \gamma_2\,s_{-1}\left\{1 + \left(\frac{k-1}{N-k}\right)\right\}^2 +$$

$$+\gamma_2\left\{1 + N\left(\frac{k-1}{N-k}\right)\right\}\left\{\left(\frac{1-2k}{N}\right) + \left(1-\frac{2k}{N}\right)\left(\frac{k-1}{N-k}\right)\right\}$$

$$= 2\,(k-1)\left(\frac{N-1}{N-k}\right) + \gamma_2\,s_{-1}\left(\frac{N-1}{N-k}\right)^2 + \gamma_2\left\{\frac{k\,(N-1)}{(N-k)}\right\} \times$$

$$\times\left\{\frac{-k\,(N-1)}{N\,(N-k)}\right\} = \frac{(N-1)}{(N-k)}\left\{2\,(k-1) + \gamma_2\frac{(N-1)}{(N-k)}\left(s_{-1} - \frac{k^2}{N}\right)\right\}$$

Hence we have

$$\text{var}\,(\theta) = \frac{2\,V^2}{(N^2-s_2)^2}\left\{(N^2\,s_2 - 2\,N\,s_2 + s_2^2) + \frac{1}{2}\,\Gamma_2\,(N^2\,s_2 - \right.$$

$$\left.-2\,N\,s_3 + s_4)\right\} + \frac{4\,v\,V\,N}{(N^2-s_2)} + \frac{2\,v^2\,N^2\,(N-1)}{(N^2-s_2)^2\,(N-k)}\left\{(k-1) + \right.$$

$$\left.+\frac{1}{2}\,\gamma_2\,\frac{(N-1)}{(N-k)}\left(s_{-1} - \frac{k^2}{N}\right)\right\} \qquad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \text{(ix)}$$

When the class-numbers are all equal, (ix) reduces to the form

$$\text{var}\,(\theta) = \frac{2\,(NV + kv)^2}{N^2\,(k-1)} + \frac{2\,(kv)^2}{N^2\,(N-k)} + \frac{V^2\,\Gamma_2}{k} \qquad \ldots\ldots\ldots\ldots \text{(x)}$$

It is rather remarkable that this result is independent of γ_2.

11. To apply formula (ix) in practice we replace V, v by θ, M_2, since $E(\theta) = V$, $E(M_2) = v$; and we neglect (as is usual in estimating the standard error of a variance) Γ_2, γ_2. We then have from (ix)

$$\text{var}(\theta) = \frac{2}{(N^2 - s_2)^2}\left\{(N^2 s_2 - 2N s_3 + s_2^2)\theta^2 + 2N(N^2 - s_2)\theta M_2 + \right.$$
$$\left. + \frac{N^2(N-1)(k-1)}{(N-k)} M_2^2\right\} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots \text{(xi)}$$

and (x) reduces to the particularly simple form

$$\text{var}(\theta) = \frac{2}{n^2}\left(\frac{M_1^2}{k-1} + \frac{M_2^2}{N-k}\right) \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \text{(xii)}$$

Formula (xii) can be obtained directly from the fact that, when the class-numbers are equal and the X's and ξ's are independently and normally distributed, $S_1/(nV+v)$ and S_2/v are indipendently distributed as χ^2 with $(k-1)$ and $(N-k)$ degrees of freedom respectively. This result follows quite simply from the analysis given by Irwin (Ref. 5).

12. It is worth emphasising that it is assumed in the foregoing that the X's are drawn from an infinite population. This will usually be the assumption that applies in practice. The results will have to be modified slightly if the populations are finite: for a discussion of this when the class-numbers are equal, the reader may consult Daniels (Ref. 6), in which formula (xii) is also given (p. 197).

13. We now investigate the design of experiment best suited to an accurate determination of the interclass variance. More precisely, supposing N fixed, how should the class-numbers be chosen to minimise the sampling variance of θ? As in para. 11 we neglect Γ_2 and γ_2.

14. First consider k to be fixed; and write (xi) in the form

$$\text{var}(\theta) = 2AV^2 + 4BNvV +$$
$$+ 2B^2\{N^2(N-1)(k-1)/(N-k)\}v^2 \quad \ldots\ldots\ldots \text{(xiii)}$$

where

$$A = (N^2 - s_2)^{-2}(N^2 s_2 - 2N s_3 + s_2^2)$$
$$B = (N^2 - s_2)^{-1}$$

In (xiii) we note that the coefficients of A, B, B^2 are all non-negative; so that var (θ) will be minimised if we can choose a set $\{n_a\}$, subject to $s_1 = N$ and $2 \leqslant n_a \leqslant N - 2k + 2$ (all a), which simultaneously and independently minimises A and B. It is easy to show that, subject to $s_1 = N$, s_2 attains its unique minimum when all the class-numbers are equal, i. e. $n_a = N/k = n$. In this case, therefore, B attains its least possible value when $n_a = n$. If λ is a Lagrangian undetermined multiplier, any stationary value of A requires for $a = 1, 2, \ldots, k$

$$0 = \frac{1}{2}\frac{\partial}{\partial n_a}\left\{A - 2\lambda \frac{n_a(s_1 - N)}{(N^2 - s_2)^3}\right\} = \frac{2n_a(N^2 s_2 - 2N s_3 + s_2^2)}{(N^2 - s_2)^3} +$$
$$+ \frac{(N^2 n_a - 3N n_a^2 + 2 s_2 n_a)}{(N^2 - s_2)^2} - \frac{\lambda n_a}{(N^2 - s_2)^3} +$$

$+$ terms containing the zero factor $(s_1 - N)$.

Hence either $n_a = 0$ (which is inadmissible since $n_a \geqslant 2$) or

$$n_a = \text{one-valued symmetric function} = n_b \text{ (all } a, b).$$

Using $s_1 = N$, we see that the only admissible stationary value of A occurs for $n_a = n$. By differentiation and substitution we find that

$$\left[\frac{\partial^2 A}{\partial n_a \partial n_b}\right]_{n_a = n_b = n} = \frac{24k}{N^2(k-1)^3} + \frac{2k(k-2)}{N^2(k-1)^2}\delta_{ab} \quad \ldots\ldots \text{(xiv)}$$

Using the restriction $ds_1 = 0$, we see that a sufficient condition for the quadratic form $dn_a\, dn_b\, \partial^2 A/\partial n_a \partial n_b$ to be positive-definite is that the coefficient of δ_{ab} in (xiv) shall be positive; and this is true for $k > 2$. The unique stationary value of A at $n_a = n$ is then a minimum. In the particular case $k = 2$, we may write $n_1 = Np$, $n_2 = Nq$, where $p + q = 1$; and we have

$$A = \frac{(p^2 + q^2) - 2(p^3 + q^3) + (p^2 + q^2)^2}{(1 - p^2 - q^2)^2} =$$
$$= \frac{(1 - 2pq) - 2(1 - 3p^2 q - 3pq^2) + (1 - 2pq)^2}{(2pq)^2} =$$
$$= \frac{-2 + 6(p + q) + (-4 + 4pq)}{4pq} = 1, \quad \text{a constant.}$$

So the statement that A attains its least possible value for $n_a = n$ remains true though trivial in this particular case.

In general, var (θ) is minimised by equal class-numbers for every admissible fixed k, namely $2 \leqslant k \leqslant \frac{1}{2} N$.

15. We may therefore set $n_s = n$, and vary k through its admissible range to achieve a further minimisation of var (θ). We have from (x)

$$\frac{1}{2} N^2 \text{ var } (\theta) = \frac{(N V + k v)^2}{(k - 1)} + \frac{(kv)^2}{(N - k)}$$

For a stationary value of var (θ) we require

$$O = \frac{d}{dk} \left\{ \frac{1}{2} N^2 \text{ var } (\theta) \right\} = - \frac{(NV + kv)^2}{(k-1)^2} + \frac{2 v (N V + kv)}{(k-1)} +$$

$$+ \frac{(kv)^2}{(N-k)^2} + \frac{2 v (kv)}{(N-k)} = - \left\{ \frac{NV + kv}{k-1} - v \right\}^2 + \left\{ \frac{kv}{N-k} + v \right\}^2 =$$

$$= - \left(\frac{NV + v}{k-1} \right)^2 + \left(\frac{Nv}{N-k} \right)^2$$

Consequently

$$(N - k) (N V + v) = \pm (k - 1) N v$$

i. e.

$$k = N \left\{ \frac{N V + 2 v}{N (V + v) + v} \right\} \text{ or } \quad N \left\{ \frac{N V}{N (V - v) + v} \right\}$$

But $k \geqslant 2$; so, if the second solution were valid, NV and $N (V - v) + v$ would have the same parity, i. e. $N (V - v) + v > O$; and therefore since $k \leqslant \frac{1}{2} N$, $N V \leqslant \frac{1}{2} \{ N (V - v) + v \} = \frac{1}{2} NV - \frac{1}{2} (N - 1) v$; which is impossible, since $V > O$ and $v \geqslant O$. Hence we must adopt the first solution which yields

$$n = \frac{NV + (N + 1) v}{NV + 2 v} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \text{(xv)}$$

Moreover

$$\frac{d^2}{dk^2} \left\{ \frac{1}{2} N^2 \text{ var } (\theta) \right\} = \frac{2 (NV + v)^2}{(k-1)^3} + \frac{2 (Nv)^2}{(N-k)^3} > o \text{ for } 1 < k < N$$

so that var (θ) is a convex function of k. It follows that, even if the value of n given by (xv) lies outside the admissible range $2 \leqslant n \leqslant \frac{1}{2} N$, the least possible value of var (θ) will be obtained by choosing for n that admissible value which most closely satisfies (xv).

16. In paras. 14 and 15 we have treated n_a, k as though they were continuous variables, whereas they can in practice only assume discrete integral values. However the functions involved are convex; so we may expect that the integer approximation to (xv) will provide the least or almost the least value of var (θ).

17. In para. 14 we neglected Γ_2 and γ_2. It can however be shown that $n_a = n$ is a minimising set for all values of Γ_2 whatsoever * and for all values of γ_2 satisfying $\gamma_2 > -2n(n-1)/(N-1)$. The equivalent form of equation (xv) however contains a term in Γ_2; and is not readily soluble.

Numerical example.

18. Kendall (Ref. 7, p. 179) illustrates the analysis of variance for one-way classification with an example on the lives in hours of four batches of electric lamps:—

Batch 1: 1600, 1610, 1650, 1680, 1700, 1720, 1800.
Batch 2: 1580, 1640, 1640, 1700, 1750.

---

* Subject, of course, to the condition that $\Gamma_2 \geqslant -2$; for the Schwarz inequality shows rhat, whatever form the distribution $dF(X)$ takes,

$$\Gamma_2 = -3 + \frac{\mu_4}{\mu_2^2} = -3 + \frac{\int (X-\mu_1')^4 \, dF \int dF}{\left\{\int (X-\mu_1')^2 \, dF\right\}^2}$$

$$\geqslant -3 + \frac{\left\{\int (X-\mu_1')^2 \, dF\right\}^2}{\left\{\int (X-\mu_1')^2 \, dF\right\}^2} = -2$$

A similar inequality holds for γ_2; but whether or not the inequality $n(n-1) > N-1$ holds, depends upon the ratio V/v and the value of Γ_2.

Batch 3 : 1460, 1550, 1600, 1620, 1640, 1660, 1740, 1820.
Batch 4 : 1510, 1520, 1530, 1570, 1600, 1680.

Kendall remarks ; — ,, It is known that the batches were made from 4 different specimens of wire, but were otherwise made under identical conditions . . . The question is, do the batches differ amongst themselves in length of life ? If so, we suspect that the quality of the wire is varying materially, and if the lamps are to be standardised as far as possible the quality of wire must be made more uniform . . . The numbers in this example are small, but not much smaller than would be desirable in practice, owing to the expense and time involved in testing a lamp by running it until it burns out ''. I imagine, from the introductory remarks which Kendall also makes, that this example is not composed of actual data, but is constructed artificially to illustrate his analysis ; as such however it will also serve to illustrate our analysis.

19. The mean life of the lamps in each batch is :—

Number of batch	Number in batch (n_a)	Mean life ($\bar{x}_a$)
1	7	1680
2	5	1662
3	8	1636
4	6	1568
All batches together	26	1637

and the variance table is :—

	Sum of squares	Degrees of freedom	Mean square
Between batches	44360	3	14787
Within batches	151351	22	6880
Total	195711	25	7828

Applying the z-test to this table we find $z = 0.383$. This exceeds the 20% point ($z = 0.260$) but falls short of the 5% point ($z = 0.557$), and in fact corresponds roughly to the 12% level of significance. The data therefore does not provide conclusive evidence that the given variations in the quality of the wire influence the life of the lamps. However the value of z is not very far short of the 5% point ; and we may well be inclined to suspect that, had more data been

available, a significant effect would have been detected. Moreover our interest may lie less in the existence of variation between batches (which perhaps may seem established on physical or intuitive grounds) and more in a determination of some upper limit, which this variation, if it exists, does not exceed. For example, we may feel that, if any variation in life, which may exist due to existing variations in the quality of the wire, does not exceed twice the random variation of life in lamps made from wire of strictly uniform quality, then there is no need to insist on more stringent standardisation of the quality of the wire. The data may be sufficiently extensive to yield a firm answer to this enquiry, although it is insufficient to establish categorically the existence of variation between batches; and we accordingly pursue the analysis to investigate and confirm this possibility.

20. From equation (v) we have for the unbiassed estimate of the interclass variance

$$\theta = \frac{26 \times 3}{502}(14787 - 6880) = 1229$$

since

$$s_2 = 7^2 + 5^2 + 8^2 + 6^2 = 174, \quad N^2 - s_2 = 26^2 - 174 = 502 .$$

Also

$$s_3 = 7^3 + 5^3 + 8^3 + 6^3 = 1196 ;$$

so, from equation (xi),

$$\text{var}\,(\theta) = \frac{2}{502^2}\left\{(26^2 \times 174 - 52 \times 1196 + 174^2)\,1229^2 + \right.$$

$$\left. + (52 \times 502 \times 1229 \times 6880) + \left(\frac{26^2 \times 25 \times 3}{22} \times 6880^2\right)\right\}$$

$$= 3.645 \times 10^6$$

The standard error of θ is therefore $\sqrt{(3.645 \times 10^6)} = 1909$. We note that this exceeds the value of θ itself, thus confirming the suggestion given by the analysis of variance that the parametric value of θ may be zero (i. e. no variation from batch

to batch). However this is not our present concern: we wish instead to place an upper limit on the possible size of the parametric value of θ. If we suppose (corresponding very roughly to the 1% level of significance) that the unbiassed estimate of V does not differ from its parametric value by more than 2 ½ times its standard error, we have for this upper limit $1229 + 2\frac{1}{2} \times 1909 = 6001$. The square root of this is 77, which is therefore an upper limit to the standard deviation of the variation between batches. The intraclass variance is estimated at 6880, and its standard error is from equation (vii) $6880\sqrt{(2/22)} = 2074$. We have $6880 \pm 2\frac{1}{2} \times 2074 = 12065$ or 1695; and the square roots of these quantities are 110 and 41 respectively. Finally $\sqrt{6880} = 83$ and $\sqrt{1229} = 35$.

We may therefore summarise our results and conclusions as follows:—

(*a*) If the quality of wire is kept strictly uniform, the standard deviation in the life of lamps is estimated to be 83 hours. Due to the small amount of available data this estimated figure is rather imprecise; but the true figure almost certainly lies between 41 hours and 110 hours.

(*b*) If we take into account the existing variation in quality of wire, there may perhaps be some variations from batch to batch in the life of lamps. The available evidence is not sufficient to show categorically that such variation does actually occur; but if it does occur, its standard deviation (while estimated to be about 35 hours) almost certainly does not exceed 77 hours.

(*c*) Since the batch to batch variation (standard deviation less than 77 hours) does not exceed twice the variation within batches (standard deviation more than 41 hours), there is no need to insist upon more stringent standardisation of the quality of wire.

21. If we intended to carry out a second and larger experiment to determine as accurately as possible the magnitude of the batch to batch variation, and time and expense only permit us to burn out a total of N lamps in this new experiment, the question arises how many lamps should be drawn from each batch (assuming that we have a large number of batches available). The data of the first experiment can guide us here; for equation

(xv) shows that the number drawn from each batch should be

$$n = \frac{1229\,N + 6880\,(N+1)}{1229\,N + 13760} = \frac{8109\,N + 6880}{1229\,N + 13760}$$

i. e. 5 lamps per batch provided that the total number of lamps tested lies between 25 and 50 ; or 6 lamps per batch if the total number tested lies between 54 and 684 ; or 7 lamps per batch if the total number tested is greater than or equal to 686.

References.

1. Daniell, P. J. (1944) *" Sampling errors of the lag-covariance of fluctuating time series "*, (Unpublished note).
2. O. S. R. D. Report No. 4526. (1943).
3. Irwin, J. O. (1931), *" Mathematical theorems involved in the analysis of variance "*. J. R. Statist. Soc. 94, 284.
4. Pearson, E. S. (1931), *" The analysis of variance in cases of non-normal variation "*. Biometrika 23, 114.
5. Irwin, J. O. (1942), *" On the distribution of a weighted estimate of variance in certain cases of unequal weighting "*. J. R. Statist. Soc. 105, 115.
6. Daniels, H. E. (1939), *" The estimation of components of variance "*. J. R. Statist. Soc. Suppl. 6, 186.
7. Kendall, M. G. (1946), *The advanced theory of statistics.* Vol. II, London : Griffin.

CORRADO GINI

Vecchie e nuove osservazioni sulle cause della natalità differenziale e sulla misura della fecondità naturale delle coniugate [1]

SOMMARIO: 1) Importanza della riproduttività differenziale tra le classi sociali. Norma della maggiore riproduttività delle classi basse e sue eccezioni. — 2) Più alta prolificità dei matrimoni tra le classi basse. Recenti inchieste americane (di Pearl, Stix e Notestein) che hanno fatto concludere che le differenze si possono spiegare completamente con la diversa durata del matrimonio. — 3) Spiegazione ambientale e spiegazione biologica della prolificità differenziale tra le classi sociali. Argomenti in favore della seconda spiegazione. — 4) Metodo usato dagli autori americani per misurare la fecondità naturale della donna coniugata e risultati

(1) Scritta alla fine del 1940 e nei primi mesi del 1941, questa memoria esce col ritardo che le vicende internazionali hanno imposto. Del ritardo ho profittato per usufruire dei lavori apparsi successivamente che mi sono stati accessibili, mentre nel frattempo ho pubblicato alcuni risultati che mi sono sembrati più importanti sulla « Revue de l'Institut International de Statistique » (*Sur la mesure de la fécondité naturelle de la femme mariée*, 1942, N° 1/2, *Sur la mesure de l'efficacité des pratiques anticonceptionelles*, 1942, N° 1/2) e sull'« Archiv für Rassen- und Gesellschaftsbiologie » (*Ueber die differenzierte Fruchtbarkeit und einige verwandte Fragen*, Band 35, Heft 3, 1941). Una nota riassuntiva ne è pure apparsa in « Rural Sociology » (*On the Measure of Fertility in Women*, Vol. 7, N° 1, marzo 1942).

Le aggiunte apportate hanno fatto assumere alla memoria una mole che ha consigliato di modificare lievemente il titolo: *Qualche osservazione sulle cause della natalità differenziale e sulla misura della fecondità naturale delle coniugate*, con cui la memoria era stata annunciata negli articoli sopra citati.

Sia avvertito che, quando, nel corso di questa memoria, si parla di « autori americani », ci si intende riferire a Pearl, Stik e Notestein, di cui si critica il metodo usato per misurare la fecondità naturale della donna coniugata, e a Whelpton e Kiser, in quanto adottano lo stesso metodo.

ottenuti per le varie classi sociali. — 5) Di alcuni fattori di perturbazione che infirmano le conclusioni sulla fecondità naturale delle varie classi sociali a cui sono giunti gli autori americani: periodo di amenorrea postpuerperale, concepimenti prenuziali, frequenza della verginità della sposa e dei viaggi di nozze. — 6) Durate dell'allattamento materno e del conseguente periodo di amenorrea per alcune città dell'Olanda e degli Stati Uniti d'America e loro variazioni secondo le condizioni economiche. — 7) Durate dell'allattamento materno e del conseguente periodo di amenorrea secondo le classi sociali in due città americane (Cincinnati, Spartanburg). — 8) Frequenza e gravità dei casi di patologia pelvica ed endocrina e frequenza della dispersione dei prodotti tra le varie classi sociali in varie città americane. — 9) Portata dell'eliminazione del periodo di amenorrea per il confronto tra la fecondità delle primipare e delle pluripare. — 10) Variazioni della durata dell'allattamento e del conseguente periodo di amenorrea, a seconda della città, della razza (bianca o negra), dell'abitazione in città o in campagna e, per ogni gruppo di popolazione, a seconda della durata del matrimonio. — 11) Differenze inverosimilmente forti tra la fecondità naturale delle primipare per vari gruppi di popolazione, risultanti dalle inchieste degli autori americani. — 12) Influenza della durata e della variabilità del periodo di osservazione sulla misura della fecondità naturale col metodo degli autori americani. Prima approssimazione: ipotesi che la fecondità sia uguale per tutte le donne osservate. Con tale metodo la fecondità appare più alta del vero e tanto più alta quanto più il periodo di osservazione è breve e la sua durata uniforme. — 12 *bis*). Altre ricerche di Whelpton e Kiser sopra le famiglie di Indianopolis. — 13) Verifica, sui dati ottenuti dagli autori americani, delle conclusioni raggiunte nei precedenti paragrafi. Spiegazione delle differenze che da tali dati risultano tra la fecondità delle varie città americane. — 14) Influenza della diversa durata del periodo di osservazione sui confronti tra la fecondità delle varie classi sociali. — 15) Influenza della diversa durata del periodo di osservazione sui confronti tra la fecondità delle primipare in vari gruppi di popolazione. — 16) Influenza della diversa durata del periodo di osservazione sui confronti tra la fecondità delle pluripare in vari gruppi di popolazione e, in ognuno, a seconda della durata del matrimonio. — 17) Spiegazione delle differenze riscontrate dagli autori americani tra la fecondità delle primipare e quella delle pluripare. — 18) Relazione del metodo adottato dagli autori americani per misurare la fecondità naturale col metodo dell'intervallo protogenesico o dell'intervallo tra due parti. — 19) Analogia dell'errore insito nel metodo seguito dagli autori americani con quello commesso soprattutto da alcuni autori inglesi nel confronto tra la frequenza dei caratteri patologici secondo l'ordine di nascita. — 20) Influenza della durata del periodo di osservazione sulla misura della fecondità naturale col metodo degli autori americani. Seconda approssimazione tenendo conto della diversa fecondità delle donne. — 21) Terza approssimazione, in base ai dati sulle nascite dei primogeniti secondo la durata del matrimonio, forniti dalle statistiche italiane. — 22) Eliminazione dell'influenza

della diversa durata del matrimonio nei confronti tra la fecondità delle varie classi sociali in Cincinnati. Ne risulta che la fecondità naturale diminuisce passando dalle classi sociali basse alle alte. — 23) Fecondità delle donne atte ad avere figli e fecondità di tutte le donne. Necessità di distinguere tra frequenza della sterilità delle coppie che si sposano e frequenza della sterilità dei matrimoni esistenti nella popolazione. — 24) Misura esagerata della fecondità della popolazione che deriva dall'inesattezza del metodo seguito dagli autori americani. — 25) Relazione del metodo degli autori americani col metodo da noi introdotto e applicato nel 1924 per misurare la fecondità naturale della donna coniugata. — 26) Incremento, in parte o in tutto apparente, dell'efficacia delle pratiche contraccettive dopo le visite alle cliniche neo-malthuslane, che deriva dall'inesattezza del metodo usato dagli autori americani per la misura della fecondità. — 27) Differenza tra fecondità delle coniugate e fecondità delle madri legittime. Il metodo seguito dagli autori americani non può dare una misura esatta né della prima né della seconda. — 28) Metodo indiretto per misurare la fecondità delle madri legittime da noi introdotto nel 1923. Applicazioni alla misura della fecondità delle primipare nei vari compartimenti italiani secondo la durata del matrimonio. — 29 e 30) Ulteriori sviluppi e applicazioni del metodo in parola. — 31) Esame della portata delle ipotesi implicite nel metodo: in particolare dell'influenza della mortalità delle coniugate — 32) Riassunto e conclusioni.

1. Le differenze di riproduttività tra le varie classi sociali assumono tale importanza dal punto di vista scientifico e pratico che, quando si parla senz'altro di riproduttività differenziale, si intende per antonomasia la riproduttività differenziale tra le classi sociali.

Da essa, invero, dipendono il perpetuo rinnovamento della nobiltà, delle aristocrazie, delle classi dirigenti, la forza di espansione delle caratteristiche antropologiche, delle credenze religiose, delle costumanze, dei partiti politici legati alle classi popolari. Essa regola la concentrazione della ricchezza, alimenta il ricambio sociale, caratterizza le varie fasi di evoluzione dei popoli, determina i contrasti più salienti tra regimi a caste o classi chiuse e regimi a libera circolazione sociale, influisce sulle forme di governo, agevola la compenetrazione tra nazioni a diverso stadio evolutivo, prepara la trasmissione della civiltà da stirpi decadenti a stirpi che sorgono sull'orizzonte della storia.

La riproduttività differenziale era stata affermata da molti autori, fin dall'inizio, si può dire, della demografia ; ma da numerosi altri venne per lungo tempo posta in forse o addirittura

negata. In Italia almeno — se non mi illudo — essa è stata messa fuori dubbio e riconosciuta in tutta la sua portata dopo l'esame, che, nel 1908, ho fatto della questione nella comunicazione su *Il diverso accrescimento delle classi sociali e la concentrazione della ricchezza*, presentata alla II Riunione della Società Italiana per il Progresso delle Scienze [1].

Comunque si dividano le classi sociali, in base alla ricchezza o al grado di istruzione o alla professione o al lignaggio, le differenze di riproduttività saltano agli occhi [2]. Eccezioni non mancano. Una analisi sistematica ne è stata fatta, nel 1935, davanti

---

(1) La comunicazione venne stampata in « Giornale degli Economisti », gennaio 1909.

(2) Dati e considerazioni in proposito si possono trovare, oltre che nella comunicazione sopra citata, nei seguenti nostri scritti: *I fattori demografici dell'evoluzione delle nazioni*, 1912 (Biblioteca del « Metron », Roma); *Contributi statistici ai problemi dell'Eugenica*, in « Rivista Italiana di Sociologia », marzo-aprile 1912 (tradotto in inglese sotto il titolo *Contributions of Demography to Eugenics*, in « Proceedings of the First Internat. Congress of Eugenics », Vol. II, Londra, 1912), *L'ammontare e la composizione della ricchezza delle nazioni*, 1914 (Bocca, Torino); *Le basi scientifiche della politica della popolazione*, 1931 (Roma, Istituto di Statistica dell'Università); *Alcune ricerche italiane sulla riproduttività differenziale*, in « Economia », agosto-settembre 1927 (tradotto in inglese sotto il titolo *Some Italian Inquiries into Differential Reproductivity*, « Proceedings of the World Pop. Conference », Londra, Arnold, 1927). In quest'ultima nota, a carattere riassuntivo, trovasi anche la bibliografia italiana in argomento sino a tale data. Altre opere straniere sull'argomento sono citate in *Nascita, evoluzione e morte delle nazioni*, 1930 (Istituto di Statistica della Università di Roma, pagg. 33 e segg.), tradotto in inglese sotto il titolo *The Cyclical Rise and Fall of Populations* e pubblicato nel volume *Population* (Chicago University Press, 1930, cfr. pagg. 34 e segg. Una seconda edizione, aggiornata ed ampliata, in lingua spagnola, è in corso di stampa). Il tema venne poi trattato in varie sezioni del Congresso Internazionale per gli studi sulla popolazione, Roma, 1931. (Vedi, in particolare: Sezione di Medicina ed Igiene, Vol. V; Sezione di Demografia, Vol. VII; Sezione di Sociologia, Vol. VIII), e successivamente al Congresso Int. di Sociologia di Bruxelles (1935) e al 1° Congresso della Federazione Int. delle Società Latine di Eugenica (Parigi, 1937).

Per ciò che concerne le conseguenze della riproduttività differenziale dal punto di vista biologico, economico e sociale, possono consultarsi,

al Congresso Internazionale di Sociologia di Bruxelles (1). Tali eccezioni sono, in parte, solo apparenti, in parte reali, ma limitate a qualche città o a particolari strati di popolazione ; assumono, in

---

oltre alle opere citate, anche: *Fattori demografici delle guerre*, in « La Riforma Sociale », 1915 ; *Fattori latenti delle guerre*, in « Rivista Italiana di Sociologia », 1915 ; *Teorie sulle cause delle guerre*, in « Politica », Roma, 1915 (questi ultimi due articoli sono riprodotti in *Problemi sociologici della guerra*, Zanichelli, Bologna, 1921) ; *Le relazioni dell'Eugenica con le altre scienze biologiche e sociali*, in « Atti del 1° Congresso Italiano di Eugenetica Sociale », Milano, 20-23 settembre 1924 (Roma, Società Italiana di Genetica ed Eugenica, 1927), riprodotto in « Rivista mensile di Statistica del Comune di Roma », 1924 ; *Le leggi di evoluzione della popolazione*, in « Economia », dicembre, 1924 ; *Sul controllo delle nascite*, in « La Difesa Sociale », aprile 1925 (tradotto in inglese sotto il titolo *On Birth Control*, in «Proceedings of the Sixth Neo-Malthusian and Birth Control Conference», Nuova York, 1926); *Les mouvements de populations*, in « Revue d'Hygiène », 1927, Parigi ; *Il problema demografico dell'Inghilterra*, in « Politica », Roma, 1926 ; *Il problema demografico inglese*, in « Annali di Economia dell'Università Bocconi », Milano, 1927 ; *Il neo-organicismo*, Catania, S.E.M., 1927 ; *La dinamica delle popolazioni*, nel volume *Demografia* del « Trattato Italiano d'Igiene », Utet, Torino, 1930 ; *Saggi di demografia*, Roma, Comitato Italiano per lo Studio dei Problemi della Popolazione, 1934 ; *Prime linee di Patologia Economica*, Milano, Giuffrè, 1935 ; *Colonie e materie prime*, in « La Vita Economica Italiana », 1936; *Authority and the individual during the different stages of the evolution of Nations*, Harvard University Press, Cambridge, 1937 e « Scientia », marzo-maggio 1937 (ripubblicato in seguito in italiano dall'« Archivio di Studi Corporativi », 1940, sotto il titolo : *I rapporti tra autorità ed individuo nei diversi stadi di evoluzione delle nazioni*); *L'évolution des groupements sociaux*, Congrès Int. de Sociologie de Bucarest, 1939 ; *Die Probleme der internationalen Bevölkerungs- und Rohstoffverteilung*, Universität Kiel, 1937 ; *I problemi della distribuzione internazionale della popolazione e delle materie prime*, nella introduzione al volume *Le migrazioni asiatiche* di R. Mukerjee, Comitato Italiano per lo Studio dei Problemi della Popolazione, 1936, riprodotto in « Rassegna di Politica Economica », aprile 1936, e tradotto in ispagnolo in « Revista de Economia y Estadistica », Mexico, luglio 1936, e, con lievi variazioni, in inglese in « The Annals of American Academy of Political and Social Sciences », gennaio 1937 ; *Le Rôle du Facteur Démographique dans la Politique Internationale*, in « Affaires Danubiennes » (Bucarest), 1941, nn. 3-4 ; *Il fattore demografico nella politica coloniale*, in « Gli Annali dell'Africa Italiana », Anno IV, Vol. III, 1941.

Vedasi anche l'articolo di G. Levi della Vida su *La teoria della circolazione delle aristocrazie del Pareto e la teoria del ricambio sociale del Gini*, in « Genus », Roma, 1936.

(1) Cfr. *Eccezioni apparenti ed eccezioni reali alla norma del minor accrescimento delle classi elevate*, presentata al XII Congresso Int. di So-

quest'ultimo caso, importanza in periodi di crisi particolarmente acuta o in nazioni dove la miseria è eccezionalmente diffusa; formano fors'anche la caratteristica di forme di civiltà e di orga-

---

ciologia di Bruxelles (1935). Essa è stata pubblicata nel volume: «La sezione italiana dell'Istituto Int. di Sociologia al Congresso di Bruxelles», Comitato Italiano per lo studio dei Problemi della Popolazione, 1935, riprodotta in «Economia», marzo 1936 e tradotta, con l'aggiunta di nuovi capitoli, in inglese in «Rural Sociology», Baton Rouge (Louisiana), settembre 1936. Vedasi pure *Nascita, evoluzione e morte delle Nazioni*, op. cit., pag. 25 e note (2) e (9) a pagg. 33-34 e 36 e varie pubblicazioni del Prof. G. De Meo (*Distribuzione della ricchezza e composizione demografica in alcune città dell'Italia Meridionale alla metà del sec. XVII* — con una nostra Prefazione — in «Annali di Statistica», Vol. XIX, Roma, 1931; *Caratteristiche demografiche di classi economicamente e socialmente differenziate in una città italiana del sec. XVII*, in «Genus», Vol. I, nn. 3-4, aprile 1935); *Variazioni dell'assetto economico e demografico di una città del XVII e XVIII secolo*, in «Genus», maggio 1938. *Il ricambio sociale in alcune città dell'Italia meridionale nei secoli XVII e XVIII*, nel citato volume del XII Congresso Int. di Sociologia; *Variazioni dell'assetto economico e demografico di una città del XVII e XVIII secolo*, in «Genus», Vol. III, nn. 1-2, maggio 1938; *Il ricambio sociale con particolare riguardo ad alcuni periodi storici*, in «Annali della Università di Macerata», Vol. XIV, 1940), oltre alla letteratura straniera in detti scritti citata e discussa. Il tema è stato ripreso nella conferenza *Actualidades demograficas*, con cui ho chiuso il secondo corso di studi demografici, organizzati dall'Istituto Balmes di Sociologia di Madrid. Essa è stata pubblicata su la «Revista internacional de Sociologia», anno IV, nn. 15-16, luglio-dicembre 1946 e, con alcune aggiunte e precisazioni nel volume *Estudios demograficos*, edito dal predetto Istituto Balmes, Consejo Superiore de Investigaciones cientificas, 1947, e riprodotta poi in italiano sulla «Rivista di Politica economica», anno XXXVII, fasc. 1, gennaio 1947 e in inglese, sotto il titolo *Unexpected Events in Population Movements*, negli «Atti della Società Irlandese di Statistica e ricerche sociali» (seduta del 9 ottobre 1947). Per ciò che concerne la minore riproduttività degli individui deficienti o difettosi, argomento che, sotto certi aspetti, si collega alle eccezioni in parola, cfr., oltre ai citati *Contributi statistici ai problemi dell'Eugenica*, i due articoli *Nuove osservazioni sui problemi dell'Eugenica. La distribuzione dei professori universitari secondo l'ordine di generazione*, in «Rivista Italiana di Sociologia», marzo-aprile, 1914; *Di alcune recenti ricerche sulle variazioni che presenterebbero taluni caratteri secondo il numero dei figli della famiglia*, «Genus», Vol. III, nn. 1 e 2, maggio 1938; la comunicazione in francese (dallo stesso titolo di quest'ultimo articolo), presentata al 1° Congresso della Federazione Internazionale delle Società Latine di Eugenica. Parigi, 1937, e la nota

nizzazioni sociali diverse dalla nostra, se non pure dei primissimi stadi di differenziamento delle nazioni del nostro tipo culturale. Per la gran parte della vita delle nazioni appartenenti al nostro tipo culturale, però, il minore accrescimento delle classi più elevate costituisce, e verosimilmente ha sempre costituito, la norma. Un volumetto della Prof. NORA FEDERICI dal titolo *La riproduttività differenziale. Intensità — cause — conseguenze* riassume, ad uso degli studenti, i risultati ottenuti in argomento dalla Scuola Italiana non solo, ma anche dai principali autori stranieri e può essere letto con profitto da chiunque desideri istruirsi in materia [1].

* * *

2. Il minore accrescimento delle classi più elevate si verifica generalmente malgrado una loro meno intensa mortalità, vantaggio, questo, che viene meno solo in nazioni guerriere, in cui il mestiere dell'armi è prerogativa o vanto delle classi superiori. Esso presuppone quindi una più elevata natalità delle classi basse, che effettivamente risulta confermata, come fenomeno generale, anche da rilevazioni dirette. A determinare tale più elevata natalità concorrono spesso la più alta nuzialità e le nozze più precoci; ma il fattore più importante, o per lo meno più generale, ne è la più alta prolificità dei matrimoni.

Ora, da che cosa dipende la più alta prolificità dei matrimoni nelle classi basse? Tale la questione che intendiamo anzitutto trattare in questo articolo.

La questione è sembrata a molti risolta da una serie di estese ricerche, che furono organizzate con larghezza di mezzi, forniti dal « Milbank Memorial Fund », nelle cliniche ostetriche di 139 ospedali americani situati in 26 grandi città ad oriente del Mississippi o nelle loro vicinanze. Dopo vari rapporti preliminari [2], i risul-

---

Sugli effetti che la scelta delle famiglie esercita sopra la frequenza delle caratteristiche dei suoi componenti, in « Scientia Genetica », Vol. I, fasc. 2-3, 1939.

(1) Manuali Universitari della Facoltà di Scienze Statistiche, Demografiche ed Attuariali dell'Università di Roma, 1939. Il volumetto contiene anche una scelta bibliografia italiana e straniera.

(2) R. PEARL, *Contraception and Fertility in 2000 Women*, « Human Biology », settembre 1932, pagg. 363-407; *Some data on fertility and economic status*, « Human Biology », dicembre 1932, pagg. 525-553; *On the*

tati definitivi ne sono stati pubblicati di recente dal Prof. R. Pearl, che ha diretto le rilevazioni, in un volume dal titolo *The Natural History of Population* (1).

L'indagine mirava essenzialmente a stabilire la diffusione e gli effetti delle pratiche contraccettive nella popolazione americana. A tal fine, si sono tenute distinte le madri in due gruppi, a seconda che esse non hanno mai adottato tali pratiche o invece, saltuariamente o continuatamente, hanno fatto ad esse ricorso. Nel secondo gruppo, la fecondità matrimoniale risulta molto più differenziata secondo le classi sociali — naturale effetto di una maggiore diffusione ed efficienza delle pratiche contraccettive tra le classi elevate ; ma, anche per le madri del primo gruppo, la prolificità matrimoniale si mantiene nettamente più elevata per le classi basse. Se non che — secondo il Pearl — tali differenze dipenderebbero unicamente dalla maggiore durata che i matrimoni presentano in queste classi, in dipendenza della più giovane età degli sposi (2). Ragguagliando, infatti, il numero delle gravidanze o dei nati vivi alla durata del matrimonio compresa nel periodo potenzialmente fecondo della donna (tra la prima mestruazione e la menopausa), nessuna differenza sostanziale sussiste ; e ciò sia che le donne — tutte donne maritate che hanno partorito almeno una volta — si classifichino in base al livello economico o al grado di istruzione o alla confessione religiosa sia che si distinguano le primipare e le pluripare (3). Analoga

---

frequency of the use of contraceptive methods and their effectiveness as used by a sample of American women, XXIe Session de l'Inst. Int. de Statistique, Mexico, 1933, « Bull. de l'Instit. Int. de Statistique », Tome XXVII, 1ére livraison, pagg. 208-224 ; *Preliminary notes on a cooperative investigation of family limitation*, « Quart. Bull. Milbank Mem. Fund », pagg. 35-37, 1933 ; *Factors in human fertility and their statistical evaluation*, « Lancet», 1933, pagg. 607-611; *Contraception and Fertility in* 4945 *married women. A second report on a study of family limitation*, « Human Biology », maggio 1934 ; *Second progress report on a study of family limitation*, « Milbank Memorial Fund Quarterly », 1934, pagg. 248-269 ; *Third progress report on a study of family limitation*, « Milbank Memorial Fund Quarterly », luglio 1936, pagg. 258-284.

(1) Oxford University Press, London, Humphrey Milford, 1939. Le 26 città, a cui si riferiscono i dati. sono indicate a pag. 177.

(2) Cfr. *The Natural History*, ecc., pagg. 218-219.

(3) Cfr. *The Natural History*, cit., pagg. 220 e 228-229.

è la conclusione a cui il Pearl perviene calcolando la fecondità matrimoniale della donna con un metodo più raffinato di cui diremo in seguito [1]. E il suo risultato parve confermato, altresì, da ricerche istituite dalla Dott. Stix sul materiale della clinica neo-malthusiana (*Maternal Health Clinic*) di Cincinnati [2]. e da altre, eseguite dalla stessa Dott. Stix e dal Dott. Notestein sull'analoga clinica (*Birth Control Clinical Research Bureau*) di Bronx (Nuova York) [3].

* * *

3. Tale risultato avrebbe singolare importanza in quanto dirimerebbe un'importante questione, che da molto tempo si dibatte tra i sostenitori di una spiegazione esclusivamente volontaristica (o per meglio dire ambientale) e i sostenitori di una spiegazione parzialmente biologica della natalità differenziale.

I primi erano i più numerosi.

Tra i secondi, pare che si fosse in passato schierato lo stesso Pearl, come egli francamente riconosce, mentre dichiara di accettare ora incondizionatamente le diverse conclusioni ricavate

---

(1) Cfr. pagg. 220 e segg. di questo articolo.

(2) R. K. Stix, *Birth Control in a Midwestern City*, « The Milbank Mem. Fund Quart. », gennaio 1939, pagg. 70-91. In realtà la frequenza delle gravidanze cresce lievemente con l'elevarsi della classe sociale tra le pluripare e diminuisce tra le primipare, come l'A., attenendosi strettamente ai dati, osserva a pag. 90. Ma nell'estratto, pubblicato pure dal Milbank Mem. Fund, in cui sono raccolti questo e i successivi articoli, l'A. ha premesso una *Introduzione*, in cui, a pag. VI, viene rettificata tale affermazione, e si dichiara che la frequenza delle gravidanze, nelle donne che non hanno fatto uso delle pratiche contracettive, non presenta variazioni significative nelle varie classi sociali.

(3) R. K. Stix e F. W. Notestein, *Controlled Fertility. An Evaluation of Clinic Service*, Baltimore, Williams & Wilkins, 1940, pag. 39. È da avvertirsi che, tra le donne che non hanno fatto ricorso a pratiche contraccettive, vengono distinte, sia in questo lavoro che nei precedenti degli stessi autori relativi a Bronx (*Effectiveness of Birth Control*, in « The Milbank Mem. Fund Quart. », gennaio 1934 e aprile 1935), le donne che abitualmente non facevano ad esse ricorso, da quelle che, mentre ad esse ricorrevano abitualmente, le avevano temporaneamente sospese per avere un figlio. Salvo specifica indicazione in contrario, si intende che nel seguito di questa memoria, i coefficienti di fecondità per le donne che non ricorrevano a pratiche contraccettive si riferiscono a quelle che non vi ricorrevano abitualmente.

dai risultati delle sue elaborazioni. Nel rapporto preliminare del 1934, il Pearl infatti scriveva: « What this suggests biologically is that the innate natural fertility of these women is about the same in the different economic classes here distinguished, and that the differences in average expressed fertility observed in the different economic classes are due mainly to different degrees of artificial alteration of the innate natural fertility. On the basis of the present material this conclusion seems clear and indubitable. I confess that it goes fundamentally contrary to the conclusions I had tentatively reached from earlier studies of the matter and from critically reading the literature. But I do not know that there has hitherto been available so considerable a body of reasonably accurate evidence, so pertinent to the elucidation of the point, or so cogently pointing in one direction and one direction only, as is that presented here » [1].

Tra i secondi, mi ero, fin dall'inizio dei miei studi, schierato anch'io, e, se non mi inganno, con buone ragioni, che non credo fuor di luogo riportare, togliendole da un rapporto presentato alla Conferenza Mondiale della Popolazione, tenuta a Ginevra nel 1927: [2] « Per ciò che riguarda le cause della riproduttività

---

(1) *Contraception and Fertility in* 4945 *married women*, art. cit. 1934, pagg. 390-391.

(2) *Alcune ricerche italiane*, ecc., art. cit., pagg. 76-78. Si avverta che le note che seguono, fino a pag. 219 (salvo la nota (2) di questa pagina) e nota (2) di pag. 220, relative ai passi riportati da questo e da altro articolo, riproducono le citazioni fatte in detti passi e non tengono quindi conto della letteratura posteriore. Per la letteratura posteriore e, in particolare, per le cause della riproduttività differenziale, la spiegazione parzialmente biologica di essa, la connessione di questa con la teoria della evoluzione per forze interne e la sua portata per il progresso dell'Eugenica e per le prospettive della nostra civiltà, vedi, oltre alle opere già citate *Nascita evoluzione e morte* ecc. e *Le basi scientifiche* ecc., il discorso inaugurale del II Congresso Italiano di Genetica ed Eugenica, in « Atti del Secondo Congresso Italiano di Genetica ed Eugenica, Roma 30 settembre–2 ottobre 1929 » (Roma, Società Italiana di Genetica ed Eugenica, 1932) e la comunicazione su *Les facteurs de la décroissance de la natalité à l'époque contemporaine* (1ª edizione in « Atti del Congresso delle Scienze della popolazione di Oporto – settembre 1940 »; 2ª edizione, considerevolmente aumentata, in « Atti della seconda Riunione della Federazione Internazionale delle Società Latine di Eugenica, Bucarest, 1939 »), nonchè la comunicazione di G. Levi della Vida su *Le métabolisme social comme facteur de dégénération dans la société*. « Rapport du Ier Congrès Latin d'Eugénique », Paris, 1937.

differenziale, l'opinione prevalente le ricerca in fattori ambientali, quali la ricchezza, l'intellettualità, le comodità della vita, la crescente razionalizzazione della condotta umana; né si può negare a questi fattori un'influenza. È certo che le comodità della vita e le applicazioni dell'intelletto tolgono importanza agli istinti genetici, offrendo svaghi diversi dal loro appagamento, e probabilmente anche li indeboliscono [1]. È pure certo che la limitazione della prole ha importanza tanto maggiore ai fini di migliorarne le condizioni, e fa quindi tanto maggiore presa sui genitori, quanto maggiore è la ricchezza [2]. Ma appare molto discutibile di riguardare questi fattori come i fondamentali, né si può escludere che il fatto che essi assumano importanza dipenda da un indebolimento degli istinti genetici, primo sintomo di un indebolimento del potere riproduttivo [3]. Contrasta con le spiegazioni ambientali la stessa generalità del fenomeno, che sembra avverarsi in ogni epoca. Se in qualche periodo, invero, come nella prima parte del secolo scorso in Inghilterra, la riproduttività differenziale sembra essere stata molto tenue, ciò può spiegarsi plausibilmente con circostanze eccezionali, quale, per l'Inghilterra, lo sviluppo della grande industria che rendeva singolarmente propizie le condizioni per la riproduttività delle classi borghesi e invece particolarmente sfavorevoli, in causa dell'alta mortalità, quelle delle classi operaie [4]. La bassa riproduttività delle famiglie regnanti è d'altronde in aperto contrasto con la spiegazione di una limitazione volontaria della prole, mentre molti altri fenomeni, quali la più frequente infecondità delle classi elevate, la non meno frequente nati-mortalità che esse presentano malgrado le migliori norme di igiene e i più pronti e sicuri interventi ostetrici, la frequente incapacità delle madri

---

(1) Cfr. C. GINI, *Il sesso dal punto di vista statistico*, 1908 (Roma, Biblioteca del « Metron »).

(2) Cfr. *Le leggi di evoluzione della popolazione*, art. cit. e *Sul controllo delle nascite*, art. cit.

(3) Cfr. *Il sesso*, ecc., op. cit.; *Contributi statistici*, ecc., art. cit. e *Decline in the Birth Rate and the « Fecundability » of Woman*, « Eugenics Review », gennaio 1926.

(4) Cfr. *Il sesso*, ecc., op. cit.; *Problemi sociologici della guerra*, op. cit.; *Le leggi di evoluzione*, ecc., op. cit.; *Les mouvements de populations*, op. cit.

ad allattare i propri figli, il fenomeno generale di acute sofferenze nel parto, i più frequenti pervertimenti sessuali, fanno pensare a un sostrato biologico della fertilità differenziale delle varie classi sociali [1] .... L'idea, d'altronde, che la diversa riproduttività dipenda da fattori interni, riesce molto meno difficile ad accettarsi quando si rifletta che, come abbiamo accennato da principio, l'equilibrio numerico delle popolazioni non può spiegarsi che come la risultante di alcune forze interne che tendono ad accrescerla e di alcune forze interne che tendono a diminuirla, poiché appare allora del tutto naturale che in un periodo possa prevalere una categoria di forze e in un altro periodo l'altra categoria, analogamente a quanto avviene nello sviluppo dell'organismo. Che le forze che tendono a far diminuire la popolazione consistano in una graduale perdita del potere riproduttivo non apparirà strano a chi rifletta che la perdita graduale della facoltà di riprodursi è una caratteristica generale delle cellule somatiche, le quali, d'altronde, non hanno originariamente una costituzione diversa dalle cellule germinali. Appare quindi naturale che anche queste debbano seguire, sia pure con decorso molto più lento in ragione della minore esposizione all'azione differenziatrice dell'ambiente, un'analoga curva. La teoria che la evoluzione quantitativa della specie e delle popolazioni avvenga fondamentalmente per forze interne, ben si accorda con le teorie, a cui pochi biologi ormai negano un fondamento, che forze interne dirigano la evoluzione qualitativa della specie [2] e fornisce una spiegazione generale del noto fenomeno, che la paleontologia pone in luce, della scomparsa di specie e di gruppi già largamente diffusi e quasi dominatori di un periodo geologico » [3].

Io avevo pure rilevato, fin dal 1912, la connessione fra la spiegazione biologica della natalità differenziale e la teoria sulla evoluzione delle popolazioni per forze interne: « Chi accetta questa teoria » — io osservavo — « deve domandarsi se è possibile che l'evoluzione del plasma germinativo avvenga in tutti

---

(1) Cfr. *Il sesso*, ecc., op. cit.; *Contributi statistici*, ecc., art. cit.; *Le leggi di evoluzione*, ecc., art. cit.; *Decline in the Birth Rate*, ecc., art. cit.

(2) Cfr. *Contributi statistici*, ecc., art. cit.; *Le relazioni dell'Eugenica con le altre scienze biologiche e sociali*, art. cit.; *Le leggi di evoluzione*, ecc. art. cit.; *Decline in the Birth Rate*, ecc., art. cit.

(3) Cfr. *Le leggi di evoluzione* ecc., art. cit.; *Decline*, ecc., art. cit.

gli individui con perfetto sincronismo ; o se non sia invece molto più probabile che essa segua nei vari individui con velocità più o meno diversa. Gli individui, nei quali il plasma germinativo fosse più evoluto, si troverebbero alla testa del progresso della specie ; nella specie umana, essi assumerebbero la direzione della società ; costituirebbero, in altre parole, le classi alte della popolazione. Ciò che la storia dimostra, che le classi alte precorrono non di rado la popolazione nell'evoluzione dei gusti e dei pensieri, troverebbe così la sua ragione d'essere in una profonda ragione biologica. D'altra parte, però, quei plasmi germinativi, che ebbero un più rapido progresso, avranno anche una più rapida decadenza ; avverrebbe ancora per l'evoluzione del plasma ciò che avviene per l'evoluzione del soma, pel quale gli individui, che hanno una maturità precoce, hanno anche una precoce vecchiaia » [1].

D'altra parte, l'accettazione della spiegazione biologica della natalità differenziale, nella forma sopra prospettata, è decisiva per la valutazione della portata del fenomeno, e quindi per il programma da svolgere dall'Eugenica e, anzi, per le prospettive di tutta la nostra civiltà. Poiché [2] « chi ammette che le differenze della riproduttività delle varie classi sociali e delle varie razze e nazioni dipendano fondamentalmente da fattori biologici interni, è portato a vedere i loro effetti sotto una luce completamente diversa da quella sotto la quale appaiono a coloro che in tali differenze riconoscono solo la conseguenza di fattori ambientali. La riduzione numerica delle classi sociali elevate e delle nazioni di più antica civilizzazione costituirebbe un provvido meccanismo naturale per il quale taluni elementi razziali e sociali, dopo di avere contribuito al progresso nazionale o mondiale, scomparirebbero gradualmente dalla scena della storia prima che si fossero in essi manifestati quei sintomi di decadenza che in un avvenire successivo sarebbero inevitabili. Similmente la natura ha opportunamente provveduto per che i vecchi scompaiano dopo avere svolto la loro funzione, anziché protrarre indefinitamente una vita che, qualunque siano stati i loro meriti e le loro doti in passato, non potrebbe divenire a lungo andare che di peso alla società. Effettivamente gli studi che si sono fatti

---

(1) *Contributi statistici*, ecc., art. cit., pag. 382.
(2) *Alcune ricerche italiane*, ecc., art. cit., pagg. 78-79.

sopra l'evoluzione dei caratteri delle famiglie regnanti e nobili, dimostrano, che, comunque alto sia stato il livello raggiunto dai loro fondatori, esse di regola, se non si rinsanguano, a poco a poco degenerano, per scomparire da ultimo, molto spesso, nel vizio o nel delitto. E studi analoghi per le famiglie di borghesi e di contadini fanno pensare che queste pure descrivano nel loro sviluppo una parabola [1]. Cercare di ravvivare la riproduttività delle classi sociali elevate o delle nazioni maggiormente civilizzate, in vista delle attitudini che in passato hanno determinato la loro posizione elevata nella società o nel mondo, a scapito delle classi più basse e delle nazioni meno progredite che si preparano a prenderne il posto, sarebbe un programma altrettanto deleterio, per il progresso della civiltà e dell'umanità, come quello di chi si proponesse di prolungare la vita dei vecchi impedendo che il loro posto venga preso dalle generazioni che crescono [2] ».

Queste ragioni mi parvero troppo buone e la questione, d'altra parte, troppo importante per che non valesse la pena di riprendere in esame i risultati ottenuti dal Pearl, dalla Stix e dal Notestein. E ciò tanto più che lo stesso procedimento, su cui questi autori si basano per misurare la fecondità matrimoniale della donna, non andava, nelle applicazioni da essi fattene, esente da critica.

* * *

4. La misura della fecondità matrimoniale desunta dal rapporto del numero delle gravidanze o del numero dei nati vivi alla durata del matrimonio delle donne fecondate, non costituisce in fondo, come il Pearl stesso osservava [3], se non un'approssimazione di una misura più esatta, nella quale il numero delle gravidanze o dei nati vivi viene ragguagliato al numero delle

---

(1) Cfr. *Contributi statistici*, ecc., art. cit.; *Le relazioni dell'eugenica*, ecc., art. cit.; *Le leggi di evoluzione*, ecc., art. cit.; *Decline in the Birth Rate*, ecc., art. cit.; e P.P. Luzzatto Fegiz, *I cognomi di S. Gimignano*, « Metron », 1925, Vol. V, n. 2.

(2) Cfr. *Contributi statistici*, ecc., art. cit.; *Le relazioni dell'eugenica*, ecc., art. cit.; *Le leggi di evoluzione*, ecc., art. cit.

(3) Cfr. *Natural History*, op. cit., 1939, pag. 219. Cfr., nello stesso senso, la nostra memoria *Sur la mesure de la fécondité des mariages*, 1933, pag. 73.

ovulazioni verificatesi nel corso del matrimonio. Il numero delle ovulazioni viene a sua volta ricavato dal numero dei periodi mestruali, calcolati in media in 28 giorni, che si sono verificati nel periodo matrimoniale considerato [1].

---

(1) Cfr. *Natural History*, op. cit., pagg. 80-82 e 295-297. Il metodo trovasi pure esposto in *Contraception and Fertility in* 4945 *married women*, ecc., art. cit., pagg. 356-358 ; *On the Frequency*, ecc., pagg. 16-17 e, per la prima volta, in *Factors in human fertility*, ecc., art. cit., « Lancet », September 9, 1933, Vol. II, pagg. 607-611. Nei rapporti preliminari precedenti, era esposto un metodo lievemente diverso (cfr., più innanzi, nota 1 a pagg. 235-236).

La formula del Pearl va però leggermente corretta : se G è il numero delle gravidanze, L la durata in anni del periodo di esposizione al concepimento, vale a dire la durata della vita matrimoniale in cui non erano in corso gravidanze, il Pearl pone $= 13\,L$ il numero delle ovulazioni intervenute e quindi indica con

$$F'_o = \frac{G}{13\,L + G} \qquad (1)$$

la frequenza delle gravidanze per ogni ovulazione, ossia la probabilità che un ovulo sia fecondato.

A parte la questione sulla determinazione di L, di cui diremo in appresso (cfr., pagg. 235-237), è da osservare che la formula (1) sarebbe esatta solo qualora i concepimenti fossero tutti avvenuti appena iniziato il periodo mestruale. Ammesso, invece, che essi in media avvengano dopo una frazione K del detto periodo mestruale, converrà sottrarre dal periodo di esposizione al concepimento in cui non si ebbero gravidanze, KG periodi mestruali. Il denominatore dovrà pertanto porsi

$$= 13\,L + G - KG = 13\,L + (1 - K)\,G$$

e la probabilità che un ovulo sia fecondato sarà data esattamente dalla formula

$$F''_o = \frac{G}{13\,L + (1 - K)\,G} \qquad (II)$$

che si riduce a

$$F'''_o = \frac{G}{13\,L + {}^1/_2\,G} \qquad (II\ bis)$$

nel caso particolare che si possa ammettere che i concepimenti avvengano in media alla metà del periodo mestruale.

Approssimata per eccesso sarebbe invece la probabilità desunta dalla formula

$$F^{IV}_o = \frac{G}{13\,L}, \qquad (III)$$

Nell'ultima pubblicazione, il Pearl espone in realtà, non i rapporti così calcolati, ma i rapporti del numero delle gravidanze o dei nati vivi al numero degli anni in cui la donna in corso di matrimonio è stata esposta al concepimento [1], e tale è la forma

---

che implica l'ipotesi che il concepimento avvenga alla fine del periodo mestruale.

Ai fini pratici non vi è di solito tra i valori desunti dalle (I), (II *bis*), (III) una grande differenza quando L è abbastanza elevato (per esempio, 5 o 6 anni), mentre, dal punto di vista teorico, è indifferente prendere l'una o l'altra misura, nel senso che tra F_0', F_0'', F_0''', F_0^{IV} passa una semplicissima relazione funzionale data dalle espressioni

$$\frac{1}{F_0'} - K = \frac{1}{F_0''} = \frac{1}{F_0^{IV}} + 1 - K \qquad \text{(IV)}$$

e in particolare

$$\frac{1}{F_0'} - \frac{1}{2} = \frac{1}{F_0'''} = \frac{1}{F_0^{IV}} + \frac{1}{2}. \qquad \text{(IV } bis\text{)}$$

È da avvertire che le ipotesi che il concepimento abbia luogo allo inizio o alla metà o alla fine del periodo mestruale non si possono ammettere che in relazione all'intervallo medio. Qualunque ipotesi applicata ai casi singoli dà luogo ad inconvenienti. Così, chi ammette che la fecondazione abbia luogo alla fine del periodo mestruale, si trova imbarazzato quando il parto avviene solo dopo nove mesi dal matrimonio. Stix e Notestein suppongono che in tal caso vi sia un mese di esposizione al rischio ma devono riconoscere che l'ipotesi è irreale, pure dichiarando che non porta a variazioni sensibili nei risultati, in confronto all'ipotesi (corretta per la media dei casi) che il periodo di esposizione sia di mezzo mese (cfr, *Controlled Fertility*, op. cit., pag. 171).

Invece di determinare la frequenza delle gravidanze per ovulazione, si può determinare la frequenza delle gravidanze per anno di esposizione, nel qual caso si ottiene, per esempio, in luogo della (III), l'espressione

$$F_a^{IV} = \frac{G}{L}. \qquad \text{(V)}$$

(1) Il Pearl, nel suo volume del 1939, applica la (V) assumendo L a denominatore nel determinare la frequenza delle gravidanze per 100 anni di esposizione al rischio del concepimento (cfr. tavola XVI, pag. 334). Ciò si desume dal confronto dei dati di detta tavola XVI con quelli delle tavole XIV, XV e 36 (cfr. pagg. 332, 333 e 217). Anche Stix e Notestein (*Effectiveness of Birth Control*, in « The Milbank Mem. Fund Quart. », gennaio 1934 e aprile 1935) e Stix (*Birth Control in a Midwestern City*, Ibidem, gennaio, aprile e ottobre 1939) applicano la (V).

In lavori precedenti, citati alla nota (3) a pagg. 233-235, io avevo applicato talvolta la (III) (*Nuove ricerche*, ecc., 1934), tale altra la (V) (*Sulle curve*, ecc., 1934, *Su la determinazione*, ecc., 1936).

L'applicazione della (V), da me fatta nella comunicazione del 1934,

sotto cui mettono costantemente i coefficienti di fecondità la Stix

---

è stata oggetto di critiche da parte di L. Livi in una comunicazione *Sulla fecondità della donna coniugata secondo l'età*, presentata al Congresso Int. per gli studi sulla popolazione di Berlino del 1935 (*Bevölkerungsfragen*, München, Lehmanns, 1936, pagg. 440-445) e riprodotta in « Revue de l'Inst. Int. de Statistique » (1935, 3e année, livraison 4). Le critiche sono pure riprodotte, con l'aggiunta di un'altra affermazione infondata, in *Trattato di demografia. Le leggi naturali della popolazione* (Cedam, 1940, cfr. pagg. 80 e segg.), che ricevo mentre sto scrivendo questo articolo.

Il Livi obbietta, in linea teorica, che, eliminando temporaneamente dall'osservazione le donne in istato di gravidanza e di puerperio, si viene a tener conto due volte, nei singoli rapporti, delle variazioni della fecondità. Se ne terrebbe conto una volta apponendo al numeratore il numero dei parti e dei concepimenti, ed un'altra volta escludendo dal denominatore il numero delle donne-anno impegnate nella procreazione. Al qual proposito, non resta che rinviare il Livi allo studio della teoria dei saggi di eliminazione.

Ne consegue — continua il Livi — che i coefficienti di fecondità, così calcolati, crescendo il numero dei concepimenti, presentano variazioni più che proporzionali rispetto alla effettiva frequenza dei concepimenti o dei parti, e possono anche assumere valori assurdi. Per esempio, in un gruppo di 100 donne, le quali per un certo periodo di tempo si accostassero a partorire ad intervalli di un anno (approssimandosi ad avere cioè, 100 parti all'anno), il coefficiente di fecondità crescerebbe a dismisura, fino a perdere ogni significato con l'annullamento del denominatore, mentre risulterebbe soltanto di 1,0 se queste donne partorissero ad intervalli di due anni (con 50 parti all'anno) e di 0,333 se partorissero ad intervalli di 4 anni (con 25 parti all'anno). Dove è da osservare che il Livi suppone che le donne possano concepire tutte immediatamente all'inizio del periodo mestruale, ciò che, come si è già osservato, non può avvenire per ragioni fisiologiche. Ma, a parte tale particolare, il Livi mostra di credere che il coefficiente di fecondità calcolato secondo la (V) dovrebbe essere inferiore all'unità, ciò che non è vero di tale coefficiente di fecondità, come in generale non è vero dei saggi di eliminazione, che non bisogna scambiare con le probabilità di eliminazione.

A misura della fecondità matrimoniale, il Livi propone di usare, in luogo di tale saggio di eliminazione, la frazione della durata del matrimonio compresa tra la mestruazione e la menopausa, che è stata passata in condizioni di gravidanza e di puerperio. Se con D si indica in anni tale durata, con O la parte occupata dalla gravidanza e dal periodo post-puerperale e con $L = D - O$ la parte in cui la donna è esposta al concepimento, l'indice è dato da

$$R = \frac{O}{D} = \frac{O}{L + O} . \qquad \text{(VI)}$$

e il Notestein. Ma i rapporti del primo tipo si possono ottenere

---

Ammettendo che la gravidanza e il periodo post-puerperale durino un anno, l'indice diviene

$$R = \frac{G}{D}, \qquad \text{(VI } bis\text{)}$$

vale a dire è uguale al rapporto del numero delle gravidanze alla durata del matrimonio compresa tra la mestruazione e la menopausa.

Anche il Pearl nel suo volume (pagg. 216-217) si serve della percentuale della vita matrimoniale spesa nella gravidanza e nel puerperio, ma senza sostituirla alla frequenza delle gravidanze per 100 anni di esposizione, nè trarne argomento per criticare quest'ultima misura. Effettivamente il ragionamento del Livi è analogo a quello di chi volesse eliminare, dalla misura della morbilità, la frequenza annuale delle malattie per sostituirla con la frazione dell'anno occupata dai giorni di malattia. Si tratta di misure di due fenomeni diversi.

Però, mentre, nel caso delle malattie, le due misure non sono vincolate necessariamente perchè la durata media della malattia varia essenzialmente secondo il genere della malattia, i tempi e i paesi, nel caso della fecondità matrimoniale, invece, la durata della gravidanza e del periodo post-puerperale si può ritenere, per una data popolazione, costante e il Livi ammette infatti, come io avevo fatto, che essa sia = 1 anno. Posta, in generale, = h tale durata espressa in anni, la (VI) si può porre sotto la forma

$$R = \frac{h\,G}{L + h\,G}$$

e riesce facile stabilire la relazione funzionale tra i valori di R e quelli ottenuti da una qualsiasi delle precedenti formule da (I) a (V). Per esempio, si ha

$$\frac{1}{R} = \frac{1}{h\,F_a^{IV}} + 1 \qquad \text{(VII)}$$

$$\frac{1}{R} = \frac{1}{13\,h\,F_o^{IV}} + 1 \qquad \text{(VIII)}$$

$$\frac{1}{R} = \frac{1}{13\,h\,F_o'} + \frac{13\,h - 1}{13\,h} \qquad \text{(IX)}$$

$$\frac{1}{R} = \frac{1}{13\,h\,F_o''} + \frac{(13\,h - 1) + K}{13\,h} \qquad \text{(X)}$$

facilmente da quelli del secondo [1]. Preferisco presentare i risultati del Pearl sotto la prima forma, sia perchè, così espressi, il loro valore può variare tra o e 1, ciò che fa sì che si abbia subito una idea precisa della loro altezza, sia perchè essi si prestano meglio ai confronti e considerazioni che faremo in seguito. La Tavola I indica appunto il numero delle gravidanze e dei nati vivi per cento

---

che, nel caso particolare $h = 1$ ammesso dal Livi, divengono

$$\frac{1}{R} = \frac{1}{F_{II}^{IV}} + 1 \qquad \text{(XI)}$$

$$\frac{1}{R} = \frac{1}{13\ F_o^{IV}} + 1 \qquad \text{(XII)}$$

$$\frac{1}{R} = \frac{1}{13\ F_o'} + \frac{12}{13} \qquad \text{(XIII)}$$

$$\frac{1}{R} = \frac{1}{13\ F_o''} + \frac{12 + K}{13} \qquad \text{(XIV)}$$

Dalla (XI) si intende come, usando la (VI *bis*), il Livi non potesse ottenere risultati diversi da quelli ottenuti da me usando la (V), ond'è infondata l'affermazione, che egli fa nel *Trattato* (pag. 80) — affermazione che non era contenuta nei precedenti suoi scritti, — che ne risulti spostata l'età in cui la fecondità raggiunge il suo massimo (lo spostamento deriva, invece, da altra circostanza di cui è detto alla nota (2) a pagg. 254-255). D'altra parte, la (XIV) mostra che, per che sia $R = 1$, non basta che sia $F_o'' = 1$, ma bisogna anche che sia $K = 0$; occorrerebbe, cioè, non solo che tutte le donne fossero fecondate nel primo periodo mestruale, ma che anche concepissero all'immediato inizio di questo, ciò che è, per ragioni fisiologiche, impossibile.

(1) In base alla formula

$$F_o'' = \frac{F_a^{IV}}{13 + (1 - K)\ F_a^{IV}}$$

(dove F_o'' indica un rapporto del primo tipo e F_a^{IV} un rapporto del secondo) che si deduce dalla (II) e (V) della nota (1) a pagg. 221-222. Noi abbiamo supposto che la data media del concepimento corrisponda alla media del periodo mestruale, in modo che sia $K = 1/2$, e quindi abbiamo desunto i rapporti del primo tipo dalla formula

$$F_o''' = \frac{2\ F_a^{IV}}{26 + F_a^{IV}}$$

ovulazioni durante le quali le coniugate esaminate avevano possibilità di concepire, nelle varie classi sociali, distinte secondo la condizione economica della famiglia. Per ciò che concerne le classi sociali, distinte secondo il grado di cultura, il Pearl dà solo il numero dei nati vivi per 100 anni di vita matrimoniale, e i suoi dati sono riprodotti tali e quali nella Tavola II.

Stando a questi risultati, effettivamente, non può parlarsi di una diminuzione sistematica della fecondità matrimoniale passando dalle basse alle alte classi sociali.

La tavola III è ricavata dai risultati delle ricerche eseguite dalla Dott. Stix per Cincinnati. In essa le famiglie sono, anzitutto, distinte in due categorie secondo un criterio economico, famiglie sussidiate (*on relief*) e non sussidiate; le famiglie non sussidiate sono ulteriormente distinte, secondo un criterio professionale, in famiglie di lavoratori intellettuali (*white collar workers*) e di lavoratori manuali (*manual workers*).

Per le primipare, la fecondità cresce passando dalle classi alte alle classi basse; per le pluripare, invece, diminuisce. Non si può quindi dire che vi sia una relazione sistematica tra fecondità e livello sociale.

La Tavola IV, infine, è ricavata dai risultati delle ricerche eseguite da Stix e Notestein a Bronx, nelle quali sono pure stati distinti i lavoratori intellettuali dai manuali. Sia per le primipare che per le pluripare, la fecondità risulta alquanto più alta per i lavoratori manuali, ma gli autori riguardano le differenze non significative [1].

---

(1) Basandosi sui consueti testi di significatività (cfr., *Controlled Fertility*, op. cit., nota (8) a pagg. 39-40). Io ho dimostrato la incertezza delle conclusioni a cui si arriva sulla base di tali testi. Cfr. i due discorsi *I pericoli della Statistica* e *I testi di significatività*, in « Atti della Soc. It. di Statistica », 1ª Riunione, ottobre 1939 e VI Riunione, giugno 1943, l'articolo *Intorno alle basi logiche e alla portata gnoseologica del metodo statistico* in « Statistica » 1945-46 tradotto in ispagnolo negli « Anales del Instituto de Actuarios Espanoles », 1946 e la comunicazione su *Le relazioni statistiche e la loro inversione*, presentata alla Riunione dell'Istituto di Statistica dell'Università di Roma del 23 luglio 1947, tradotta in tedesco in « Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik » dicembre 1947 e in inglese nella « Révue de l'Inst. Inter. de Statistique », 1947, e

Si avverta che la distinzione tra primipare e pluripare assume un diverso significato nelle ricerche del Pearl e in quelle di Stix e Notestein. Pearl determina la fecondità delle pluripare durante tutta la loro carriera riproduttiva, a partire dal matrimonio, mentre Stix e Notestein la determinano durante la parte della loro carriera riproduttiva successiva alla prima gravidanza. Corrispondentemente, la fecondità delle primipare per Stix e Notestein rappresenta la fecondità tra il matrimonio e la prima gravidanza di tutte le madri che hanno consultato le cliniche neo-malthusiane, mentre per Pearl rappresenta la fecondità tra il matrimonio e la prima gravidanza delle sole madri che hanno avuto il primo parto in una clinica ostetrica e non di quelle che vi hanno avuto un parto di ordine superiore (a meno che queste in precedenza non vi abbiano partorito anche il primogenito). Nella ricerca di Pearl, primipare e pluripare vengono a costituire due categorie di donne; nelle ricerche di Stix e Notestein, due categorie di gravidanze, ed effettivamente questi autori parlano propriamente di « prime gravidanze » e di « gravidanze successive ».

Data la diversità delle due rilevazioni (di cui una si può dire riguardi un fenomeno di movimento – i successivi parti – e l'altra un fenomeno di stato – le prime gravidanze di un gruppo di donne –), i dati sulle primipare che ne risultano si possono riguardare come sostanzialmente comparabili; non così quelli sulle pluripare, il coefficiente trovato da Pearl per queste venendo a rappresentare una media tra i coefficienti che si sarebbero ottenuti col procedimento di Stix e Notestein per le pluripare e per le primipare. È da attendersi pertanto che le differenze tra la fecondità delle primipare e delle pluripare risultino dalle ricerche di Pearl assai maggiori che dalle ricerche di Stix e Notestein, come effettivamente appare dal confronto dei dati della tavola I con quelli delle tavole III e IV [1].

---

riassunta, pure in inglese, negli « Atti della XXV Sessione dell'Istituto Internazionale di Statistica » (Washington, 6-18 settembre 1947).

Tutti questi scritti sono stati da ultimo riassunti in un articolo apparso sulla « Revista brasileira de Estatistica » dal titolo *Os fundamentos e o alcance do metodo estatistico*, Anno IX, N. 33, 1948.

(1) Per un'altra circostanza, che ha per effetto di rendere minori le differenze tra i coefficienti ottenuti dal Pearl per le primipare e per le pluripare, vedi più innanzi, pag. 298-299.

Per rendere i dati di Pearl per le pluripare comparabili con quelli di Stix e Notestein, bisognerebbe eliminare, dai numeratori dei rapporti istituiti da Pearl, le prime gravidanze e, dai denominatori, i rispettivi periodi di esposizione. Il numero delle prime gravidanze è noto, essendo uguale a quello delle pluripare, ma il corrispondente periodo di esposizione al rischio non è noto e si può calcolare solo in via approssimativa, supponendo che la fecondità naturale di tutte le primipare sia uguale a quella delle primipare che non hanno avuto altre gravidanze [1].

In tale ipotesi, si ottengono i dati esposti nella prima linea della tavola I *bis*. Il loro confronto con quelli della seconda linea, riprodotti dalla tavola I , mostra una sensibile diminuzione nei coefficienti di fecondità delle pluripare, ma lascia inalterata la conclusione di una mancanza di relazione sistematica tra le condizioni economiche e il numero delle gravidanze per 100 ovulazioni.

Analoghi sono i risultati per ciò che concerne il numero dei nati vivi per 100 ovulazioni, calcolati con analogo criterio ed esposti nella linea 3 a confronto dei dati della linea 4, riportati dalla tavola I.

L'ipotesi su cui si sono basate queste correzioni porta però a coefficienti di fecondità che devono riguardarsi approssimati per eccesso, in quanto è da ritenere che la fecondità delle primipare che non hanno avuto altri figli fosse inferiore a quella di tutte le primipare.

Quanto al procedimento adottato, il Pearl sembra attribuirsene la priorità [2] e questa gli era riconosciuta dagli altri

---

(1) Un calcolo analogo è anche fatto da Stix e Notestein (cfr. tavola 15 a pag. 41) per comparare i loro risultati con quelli pubblicati da Pearl per New York nell'articolo *Fertility and Contraception in New York and Chicago*, in « The Journal of the American Medical Association », vol. 108, n. 17, 24 aprile 1937, pagg. 1385-1390.

(2) « A new and more precise method of calculating person-years of exposure to risk of pregnancy is described » (*Contraception and Fertility in* 2000 *Women* ecc., art. cit., pag. 407). « I have devised another, and I think a better, form in which the present pregnancy rates . . . » (*On the frequency*, ecc., art. cit., pag. 220). « The new method which is used in this present report. . . . . In proceeding to set up this new rate. . . » (*Contraception and Fertility in* 4945 *married women*, ecc., art. cit., pagg. 356).

Tavola I.

Fecondità matrimoniale (numero delle gravidanze e numero dei nati vivi per 100 *ovulazioni) delle madri che avevano partorito in ospedali americani e non avevano mai fatto ricorso a pratiche contraccettive, distinte secondo la condizione economica* (1).

	Bianche					Negre			
	Poverissime	Povere	Di condizioni economiche intermedie	Benestanti o ricche	Complessivamente	Poverissime	Povere	Di condizioni economiche intermedie	Complessivamente
Numero delle gravidanze per 100 ovulazioni:									
Primipare .	9,1	9,2	6,4	7,5	8,1	6,8	6,8	12,2	6,9
Pluripare . .	6,2	6,3	5,4	6,1	6,1	6,7	6,5	7,7	6,6
Complessivamente . . .	6,4	6,7	5,7	6,4	6,4	6,7	6,5	8,2	6,7
Numero dei nati vivi per 100 ovulazioni:									
Primipare .	8,8	9,0	6,2	7,3	7,9	6,4	6,4	12,2	6,5
Pluripare .	5,6	5,5	4,7	5,3	5,4	5,9	5,8	6,2	5,8
Complessivamente . . .	6,0	6,1	5,1	5,7	5,8	6,0	5,9	7,0	5,8
Numero delle donne considerate:									
Primipare .	827	2.428	1.284	123	4.662	345	355	21	721
Pluripare .	1.716	2.919	1.154	136	5.925	982	715	24	1.721
Totale. . .	**2.543**	**5.347**	**2.438**	**259**	**10.587**	**1.327**	**1.070**	**45**	**2.442**

(1) Le frequenze per 100 ovulazioni relative alle primipare e alle pluripare sono ricavate, in base alle formule indicate alla nota (1) a pag. 225, dalle rispettive frequenze per 100 anni di esposizione, pubblicate dal Pearl in *The Natural History* ecc., op. cit., tavola XVI, pag. 334; quelle relative al totale delle madri sono le medie ponderate delle suddette frequenze per le primipare e per le pluripare, in cui i pesi sono rappresentati dai periodi liberi da gravidanza e puerperio, indicati alla tavola XV della detta opera.

TAVOLA I *bis*.

Fecondità matrimoniale (numero delle gravidanze e numero dei nati vivi per 100 *ovulazioni) delle pluripare di cui alla tavola I, escludendo o comprendendo il periodo di esposizione anteriore alla prima gravidanza o al primo nato vivo* (1).

	BIANCHE					NEGRE			
	Poverissime	Povere	Di condizioni economiche intermedie	Benestanti o ricche	Complessivamente	Poverissime	Povere	Di condizioni economiche intermedie	Complessivamente
Numero delle gravidanze per 100 ovulazioni:									
a partire dalla seconda gravidanza	5,7	5,6	5,1	5,6	5,6	6,7	6,3	6,9	6,6
a partire dalla prima gravidanza	6,2	6,3	5,4	6,1	6,1	6,7	6,5	7,7	6,6
Numero dei nati vivi per 100 ovulazioni:									
a partire dal secondo nato vivo	4,9	4,8	4,2	4,5	4,8	5,7	5,5	5,1	5,6
a partire dal primo nato vivo	5,6	5,5	4,7	5,3	5,4	5,9	5,8	6,2	5,8

(1) I calcoli per ottenere i dati di questa tavola sono semplici, ma piuttosto lunghi. Essi si basano sopra dati contenuti nelle tavole XIII, XV, XVI e XVIII, rispettivamente a pagg. 331, 333, 334 e 337 del volume del PEARL, *The Natural History* ecc., op. cit. Di tali calcoli credo opportuno dare un'esemplificazione.

Anzitutto è necessario ricavare i dati fondamentali delle gravidanze e dei nati vivi delle pluripare che non facevano ricorso alle pratiche contraccettive, dati che si cercano invano nelle 72 tavole dell'opera del Pearl. Si possono ricavare moltiplicando il periodo di esposizione al rischio di dette pluripare, indicato alla tavola XV, per la frequenza delle gravidanze o dei nati vivi di dette pluripare per 100 anni di esposizione al rischio, indicata a tavola XVI.

Per il complesso delle pluripare bianche, ad esempio, si ottiene:

numero delle gravidanze: 27.548,1 . 0,819 = 22.562

numero dei nati vivi: 27.548,1 . 0,722 = 19.890.

(*Segue Nota a pag.* 231)

(*Segue Nota pag. precedente*)

Dal numero delle gravidanze così ottenuto bisogna sottrarre il numero delle pluripare che non facevano uso delle pratiche contraccettive, indicato nella tavola XIII, e analogamente, dal numero ottenuto dei nati vivi bisogna sottrarre il numero delle pluripare che non facevano uso delle pratiche contraccettive e che hanno avuto figli vivi, che si ricava dalla tavola XVIII.

Si ottiene:

numero delle gravidanze, escluse le prime gravidanze,

$$= 22.562 - 5.925 = 16.637$$

numero dei nati vivi, esclusi i primogeniti,

$$= 19.890 - 5.901 = 13.989$$

Per ottenere i rispettivi periodi di esposizione al rischio, è necessario detrarre dal complessivo periodo di esposizione al rischio, indicato alla tavola XVI in anni 27.548,1, quello che spetterebbe alle prime gravidanze o ai primogeniti vivi nell'ipotesi che la fecondità delle pluripare fosse, in tale periodo, uguale a quella che risulta essere la fecondità delle primipare. È necessario, a tal fine, dividere il numero delle prime gravidanze (5.925) o il numero dei primogeniti vivi (5.901) sopra indicati per il rispettivo rapporto delle gravidanze e dei nati vivi al periodo di esposizione al rischio, indicato alla tavola XVI per le primipare che non hanno fatto uso di pratiche contraccettive.

Si ottiene:

per le prime gravidanze:

$$5.925 : 1{,}103 = 5.371{,}7 \text{ anni};$$

per i primi nati:

$$5.921 : 1{,}075 = 5.489{,}3 \text{ anni}.$$

Se ne ricava il periodo di esposizione per le gravidanze o per i nati vivi delle pluripare, successivi alla prima od al primo di essi:

per le gravidanze:

$$27.548{,}1 - 5.371{,}7 = 22.176{,}4 \text{ anni};$$

per i nati vivi:

$$27.548{,}1 - 5.489{,}3 = 22.058{,}8 \text{ anni}.$$

Si hanno così gli elementi per calcolare il

numero delle gravidanze posteriori alla prima per un anno di esposizione al rischio

$$= 16.637 : 22.177 = 0{,}7502,$$

numero dei nati vivi posteriori al primo per un anno di esposizione al rischio

$$= 19.890 : 22.059 = 0{,}6342,$$

dai quali, in base alla formula indicata nella nota a pag. 225, si perviene al

numero delle gravidanze posteriori alla prima

per 100 ovulazioni = 5,61;

numero dei nati vivi posteriori al primo

per 100 ovulazioni = 4,76,

che, con l'arrotondamento della seconda cifra, sono indicati nella colonna 5, linee 1 e 3 della tavola I *bis*.

Tavola II.

Fecondità matrimoniale (*numero dei nati vivi per* 100 *anni di vita matrimoniale*) *delle madri che hanno partorito in alcuni ospedali americani e non avevano mai fatto ricorso a pratiche contraccettive, distinte secondo il grado di istruzione* (1).

Categorie di madri	Bianche				Negre			
	Illetterate	Istruzione elementare	Istruzione media	Istruzione superiore	Illetterate	Istruzione elementare	Istruzione media	Istruzione superiore
Primipare	48,6	62,0	63,7	53,1	42,1	50,8	59,9	63,2
Pluripare	43,3	45,6	46,5	45,2	46,6	46,4	53,2	58,5
	Numero dei nati vivi				Numero dei nati vivi			
Primipare	52	3.101	1.998	269	12	458	356	28
Pluripare	709	9.753	2.795	342	250	2.884	805	35

(1) Le percentuali sono pubblicate dal Pearl in *Natural History*, ecc., tavola 40 *a*, pagg. 228-229. I numeri dei casi sono stati ricavati dalla tavola XX, a pagg. 339-340.

Tavola III.

Fecondità matrimoniale (*numero delle gravidanze per* 100 *ovulazioni*) *delle madri che abitualmente non facevano ricorso a pratiche contraccettive* (Maternal Health Clinic *di Cincinnati*) *distinte secondo la condizione sociale* (1).

Ordine del parto	Tutte le famiglie	Famiglie non sussidiate		Famiglie sussidiate
		Lavoratori intellettuali	Lavoratori manuali	
Primipare	12,08	9,97	11,76	14,23
Pluripare	6,93	7,50	6,91	6,87

	Numero delle ovulazioni e numero delle gravidanze							
	Ovulazioni	Gravidanze	Ovulazioni	Gravidanze	Ovulazioni	Gravidanze	Ovulazioni	Gravidanze
Primipare	9.282	1.121	1.374	137	5.722	673	2.186	311
Pluripare	22.845	1.583	1.297	97	12.729	880	8.821	606

(1) I dati sono ricavati dalla tavola 4, pag. 78 dell'articolo di Stix in « The Milbank Mem. Fund Quart. », gennaio 1939.

TAVOLA IV

Fecondità matrimoniale (*numero delle gravidanze per* 100 *ovulazioni*) *delle madri che abitualmente non facevano ricorso a pratiche contraccettive* (Birth Control Clinical Research Bureau *di Bronx – Nuova York*) *distinte secondo la condizione sociale* [1].

Ordine del parto	Tutte le famiglie	FAMIGLIE DI LAVORATORI	
		intellettuali	manuali
Primipare	18.87	17.96	19.54
Pluripare	7.79	7.66	7.85

	NUMERO DELLE OVULAZIONI E NUMERO DELLE GRAVIDANZE					
	Ovulazioni	Gravidanze	Ovulazioni	Gravidanze	Ovulazioni	Gravidanze
Primipare	2862	540	1214	218	1648	322
Pluripare.	4377	341	1358	104	3019	237

autori americani [2], poco al corrente, come di solito, della letteratura europea. In realtà, però, tale procedimento era stato molti anni prima da me proposto ed a più riprese richiamato ed applicato [3]; ma con alcune differenze importanti. Di alcune

(1) I dati sono ricavati dalla tavola 13, pag. 39 del citato volume *Controlled Fertility* di STIX e NOTESTEIN.

(2) « The general method, first presented by Pearl, . . . consists in relating the number of pregnancies experienced by each woman to the time during which she could have been pregnant, which he calls exposure to the risk of pregnancy » (R.K. STIX e F.M. NOTESTEIN, *Effectiveness of Birth Control*, art. cit., gennaio 1934, pagg. 60-61). Vedi, nello stesso senso, STIX in « Milbank Mem. Fund Quart. », aprile 1939, pag. 166, e STIX e NOTESTEIN, *Controlled Fertility*, op. cit., pagg. 35 e 168.

(3) Nella memoria *Nuove ricerche sulla « fecondabilità » della donna* in « Atti dell'Istituto Veneto di Scienze, Lettere ed Arti ». Adunanza ordinaria del giorno 13 luglio 1924, Tomo LXXXIV, Parte II. — La *fecondità matrimoniale della donna* vi è definita come il « rapporto del numero delle gestazioni iniziatesi durante il matrimonio al numero dei periodi mestruali verificatisi durante questo » (pag. 272). Nella stessa memoria, è determinata la fecondità matrimoniale delle donne italiane, che è trovata presso a poco = 5 % (pagg. 276-279). Un metodo indiretto per determinare tale fecondità matrimoniale, all'infuori di ogni pratica limitatrice della prole, ossia — come io la chiamavo — la *fecondabilità della donna*

di queste diremo nel paragrafo che segue ; mentre su di un'altra, la più importante, parleremo più innanzi (cfr., in particolare, § 20, pagg. 306-307 e § 25, pagg. 322-325.

* * *

5. La prima differenza proviene dal metodo di calcolare il periodo in corso di matrimonio in cui si verificano i periodi mestruali della donna.

---

aveva fatto oggetto di una prima comunicazione l'anno precedente (*Prime ricerche sulla « fecondabilità » della donna*, in « Atti del R. Istituto Veneto di Scienze, Lettere ed Arti », Adunanza ordinaria del giorno 1° luglio 1923, Tomo LXXXIV, Parte II) e i risultati delle due ricerche erano stati poi riassunti in parecchie occasioni (Cfr. *Premières recherches sur la fécondabilité de la femme*, in « Proceedings of the Int. Math. Congress », Toronto, Canada, 1924, pagg. 889-892 ; *Nuove ricerche sulla « fecondabilità » della donna*, in « Giornale di Biologia e Medicina Sperimentale », luglio 1925 ; *Decline in the Birth Rate and the « Fecundability » of Woman*, in « Eugenics Review », gennaio 1926). Nel 1933, presiedendo a Messico la Sezione di Statistiche Demografiche della XXI Riunione dell'Ist. Int. di Statistica, nella quale era posta in discussione la sopra citata comunicazione del Pearl, *On the frequency of the use of contraceptive methods*, si osservava, tra altro: « L'idée d'établir un rapport entre le nombre des conceptions et celui des périodes menstruelles n'est pas nouvelle. M. Gini l'avait déjà fait lui-même et était arrivé à 4 à 5 % si l'on prend comme base de calcul la durée totale du mariage. M. Pearl au contraire n'a pris en considération que la première période du mariage (à peu près 4 années), ce qui explique pourquoi son résultat (environ 5 ½ %) est plus elevé que celui obtenu par M. Gini, bien qu'il se rapporte à une population probablement moins féconde et plus adonnée aux pratiques contraceptionnelles » (« Bull. de l'Inst. Int. de Stat. », Tome XXVII, Iére livraison, 1938, page 59). Nello stesso fascicolo, alle pagine immediatamente successive (pagg. 60-70), è riassunta la mia comunicazione *Sur la mesure de la fécondité des mariages*, che aveva sollevato un'ampia discussione e aveva portato, da parte dell'Istituto, alla costituzione di una commissione speciale per lo studio delle questioni relative alla fecondità dei matrimoni e alla fecondità matrimoniale della donna. A pag. 61, si segnala in particolare « l'influence qu'exercent sur les coefficients spécifiques de la fécondité matrimoniale les conceptions pré-nuptiales et les périodes pendant lesquelles la femme mariée ne peut pas concevoir (période de grossesse, début de la période d'allaitement). Si l'on tient compte de ces circonstances (ainsi qu'on a pu le faire pour des cas dans lesquels on connaissait avec précision les dates du mariage et des naissances des enfants), la mesure de la fécondité d'après l'âge change complètement d'allure ». La questione è stata naturalmente trattata con maggiori particolari nel testo della comunicazione (Cfr. « Bull. de l'Inst. Int. de Stat. », Tome XXVII, 2éme livraison, pagg. 74-75). L'anno successivo, in altra comunicazione pre-

Il Pearl esclude il periodo della gravidanza, al quale (quando l'osservazione non termina con la fine della gravidanza) aggiunge il periodo del puerperio, che calcola approssimativamente in circa 15 giorni (4 centesimi di anno) [1].

Io invece, al periodo della gravidanza, aggiungevo il periodo dell'amenorrea che accompagna l'allattamento al seno, e li valu-

---

sentata alla Sessione di Londra, un'applicazione particolareggiata del metodo è stata fatta per determinare la curva della fecondità secondo l'età delle coniugate appartenenti alle famiglie regnanti e all'alta nobiltà europea (*Su la curva della fecondità matrimoniale della donna secondo l'età*, « Bull. de l'Inst. Int. de Stat. », Tome XXVIII, 2ème Livraison, pagg. 71 e segg.), ricerca che venne poi ripresa e svolta, inserendola in un più vasto quadro metodologico, nell'articolo *Su la determinazione dei quozienti di eliminazione e in particolare sui metodi delle durate esatte e delle durate medie nell'ipotesi di saggi istantanei di eliminazione costanti* (« Metron », Vol. XII, n. 3, 5-XII-1935). Il metodo usato nella comunicazione presentata alla Sessione di Londra venne applicato alla popolazione francese dal Dott. A.C. MUKHERJI, prof. di matematica all'Università di Baroda (India) (*Etude scientifique de la fécondité matrimoniale*, « Actualités Scientifiques et Industrielles », n. 285, Hermann, Paris, 1935). Ora, scrivendo nel 1939, il PEARL, che pure era membro del Consiglio direttivo di « Metron » e dell'Istituto Int. di Statistica, non mostrava di conoscere nessuno di tutti questi scritti, ciò che potrebbe portare alla conclusione che egli non aveva l'abitudine di leggere nè il « Metron » nè il Bollettino dell'Istituto Int. di Statistica e neppure, su questo, le discussioni che riguardavano le comunicazioni da lui presentate. Ma anche questa spiegazione non appaga quando si riscontra che, in altri passi del suo volume (cfr. pagg. 38, 39, 40, 42, 44, 45), egli cita la comunicazione — di cui si è già detto (cfr. nota (1), pagg. 222-224) — di L. LIVI, la quale trae lo spunto proprio dalla comunicazione da me presentata alla Riunione di Londra dell'Istituto Internazionale di Statistica, riferendo anche il metodo che in essa avevo seguito.

(1) Cfr. « Human Biology », maggio 1934, pag. 357; *On the frequency*, ecc., pagg. 221-222 e *Natural History*, ecc., pagg. 296-297. Nel primo rapporto preliminare (« Human Biology », settembre 1932), il PEARL non parla di sottrarre il puerperio dal periodo di esposizione al rischio (cfr. l'esposizione del metodo fatta a pagg. 400-401); per modo che si resta perplessi quando, nel secondo rapporto preliminare, egli afferma che il nuovo metodo quivi adottato è lo stesso di quello usato nel primo rapporto, con la sola aggiunta della costante 13 per misurare in ovulazioni, anzi che in anni, il periodo di esposizione (pag. 358). La perplessità viene accresciuta dal fatto che i dati sulla durata media dell'esposizione (4,40 anni per le donne che hanno usato pratiche contracettive e 3,47 per quelle che non ne hanno usato), indicati nel primo rapporto (tavola 7, a pag. 402), sono riprodotti tali e quali nella comunicazione fatta a Messico (tavola 6 a pag. 222), in cui si dice che è stato seguito il secondo metodo. (È da

tavo complessivamente, per la popolazione generale italiana, a 15 periodi mestruali, in base alle considerazioni seguenti:

« Normalmente, nella donna che allatta regolarmente, le mestruazioni non riappaiono che 8 mesi almeno dopo il parto, ma vi sono eccezioni in cui ricompaiono prima. Conviene ancora tener conto del fatto che una parte delle donne non allatta, che una parte dei nati allattati al seno muore prima di aver compiuto l'allattamento, che una parte dei prodotti consiste in aborti e nati morti. Tenuto conto di tutte queste circostanze, credo di non andar lungi dal vero ponendo a 15 periodi mestruali la durata media, durante la quale una donna, che ha dato un prodotto, resta inutilizzata per la generazione [1] ».

---

avvertirsi che i dati si riferiscono allo stesso numero di donne: 581 donne che hanno usato e 1.243 che non hanno usato pratiche contraccettive). Aggiungasi che non si capisce bene come sia stato calcolato il numero delle ovulazioni. Nel primo rapporto, il periodo globale di esposizione è dato in 2554,36 e in 4314,90 anni per le due sopraddette categorie di donne, mentre, nella comunicazione di Messico, il numero delle ovulazioni è dato in 34.142 e 57.918. Ora il conto non torna, se il numero delle ovulazioni è calcolato moltiplicando per 13 il numero degli anni di esposizione, perchè è $2554{,}36 \cdot 13 = 33.207$; $4314{,}90 \cdot 13 = 56.095$. E neppure torna se, a tale prodotto, si aggiunge il numero delle gravidanze (rispettivamente 1741 e 3435), facendo il numero delle ovulazioni uguale al denominatore della (I); si ha infatti: $2554{,}36 \cdot 13 + 1741 = 34.948$ e $4314{,}90 \cdot 13 + 3435 = 59.530$.

Molto simile a quello del Pearl è il metodo seguito da Stix e Notestein (*Effectiveness of Birth Control*, in «The Milbank Memorial Fund Quarterly». gennaio 1934 e aprile 1935) e da Stix (*Birth Control in a Midwestern City*, Ibidem, gennaio, aprile e ottobre 1939). Poichè questi autori considerano come unità di misura il mese, essi aggiungono, alla gestazione, un mese, per i parti a termine, e un mese o frazione di mese, per i parti prematuri o gli aborti, al fine di tener conto del puerperio. L'aggiunta di un mese, invece che di mezzo mese, per i parti a termine non esercita grande influenza sui risultati. (Cfr. Stix e Notestein, *Controlled Fertility*, op. cit., pagg. 37-41, e Stix, *Birth Control in a Midwestern City*, art. cit., pag. 79, nota (14)). Essi, però tengono conto anche delle separazioni e astensioni prolungate dei coniugi, per quanto, a quel che dicono, con criteri diversi nei due rapporti del gennaio 1934 e dell'aprile 1935. Nel primo, dichiarano infatti di aver dedotto tutti i periodi di separazione o astensione superiori ai 2 mesi (pag. 61); nel secondo, invece, i periodi di separazione di più di un mese (pag. 167, nota).

(1) Cfr. *Nuove ricerche*, ecc., art. cit., pag. 278. La buona approssimazione di questi calcoli è provata dal fatto che l'intervallo più fre-

L'intervallo di 15 periodi mestruali è stato determinato e vale per la popolazione generale italiana. Per altre popolazioni, la lunghezza dell'intervallo può essere, e verosimilmente è, diversa. Per le famiglie reali, mediatizzate e principesche di alcuni Stati europei, io ho assunto l'intervallo d'un anno [1], vale a dire di circa 13 periodi mestruali. Un intervallo più breve è in questo caso giustificato dal fatto che l'allattamento al seno materno è molto meno frequente nelle famiglie reali, mediatizzate e principesche che nella popolazione generale.

Effettivamente di solito, nelle classi sociali elevate, la madre allatta i propri figli meno di frequente che nelle classi basse.

Questo è un importante elemento di perturbazione nei confronti tra la fecondità matrimoniale della donna nelle varie classi sociali. Il non averne tenuto conto infirma, come vedremo (cfr. pagg. 249–253), le conclusioni ricavate dal Pearl, dalla Stix e dal Notestein in ordine alle madri pluripare.

D'altra parte, i risultati relativi alle primipare sono influenzati da un altro fattore di perturbazione, di cui non risulta se e come il Pearl abbia tenuto conto [2]. Esso è rappresentato dai rapporti sessuali prematrimoniali degli sposi che hanno poi avuto figli in corso di matrimonio. Verosimilmente questi sono meno fre-

---

quente tra due nascite risulta, per l'antico Regno di Sassonia, compreso tra 14 e 15 mesi, sia nel biennio 1901-1902, sia in quello 1911-1912. Cfr. E. Würzburger, *Vergleichendes zur Geburtenstatistik der Jahre* 1901-1902 *und* 1911-1912, « Zeitschrift des Sächsischen Stat. Landesamtes », 1918-19, e il nostro articolo in «Archiv für Rassen- und Gesellschafts-Biologie», *Ueber die differenzierte Fruchtbarkeit nnd einige verwandte Fragen*, 1941. Ammettendo che la fecondazione avvenga a metà del periodo mestruale, questo intervallo corrisponde a 15,2 ovulazioni ($14{,}5\ \frac{13}{12} - \frac{1}{2} = 15{,}2$) ed è quindi praticamente coincidente con quello da noi ammesso per l'Italia. A parità di condizioni, sarebbe da attendersi un intervallo maggiore per la Italia, dove l'allattamento al seno è più diffuso che in Sassonia ; ma si deve tener presente che i dati relativi alla Sassonia si riferiscono ai nati vivi e ai nati morti, ma escludono gli aborti, e, d'altra parte, è possibile che la durata media del periodo di amenorrea sia un po' diversa dalla durata di massima frequenza.

(1) Cfr. *Sulla curva*, ecc., pag. 72 e *Su la determinazione*, ecc., pagine 19 e 21.

(2) Per ciò che concerne Stix e Notestein, cfr., quanto è detto più innanzi, a pagg. 253-254.

quenti per le madri che non hanno mai adottato pratiche contraccettive che per quelle che ad esse hanno fatto qualche volta ricorso; ma neppure per le prime possono trascurarsi, specialmente nei confronti tra le classi sociali. Il non tenerne conto abbrevia la durata del periodo di esposizione al rischio e quindi esagera la fecondità. Per ovviare a tale inconveniente, è consigliabile eliminare le donne che in corso di matrimonio hanno poi avuto un figlio da un'ovulazione prenuziale, e che si possono far corrispondere alle partorienti nei primi 9 mesi di matrimonio, ma si deve tener presente che, così facendo, verosimilmente si incorre in un'approssimazione in senso opposto, perchè le donne che hanno avuto un concepimento da rapporti prenuziali sono evidentemente più feconde, a parità di altre condizioni, di quelle che hanno avuto rapporti prenuziali senza concepimenti e possono essere più feconde del complesso delle primipare.

Anche altre circostanze, di cui pure è difficile tener conto, diminuiscono l'attendibilità dei dati relativi alla fecondità delle primipare nelle varie classi sociali. Tali in particolare la diversa frequenza della verginità della sposa e quella dei viaggi di nozze, i quali verosimilmente diminuiscono la probabilità delle gravidanze [1]. Anche tali circostanze infatti possono assumere diversa importanza per le varie classi sociali. Attenendosi alla nostra esperienza delle società europee, si sarebbe portati a credere che i rapporti prematrimoniali fossero più frequenti nelle classi basse ed i viaggi di nozze e la purezza della sposa, al contrario, più frequenti nelle classi elevate [2]; ma è molto dubbio se queste abitudini valgano anche per l'America [3].

---

(1) Cfr. *Prime ricerche*, ecc., pag. 322 e G. De Meo, *Sulle nascite dei primogeniti in Italia*, in « Metron », vol. XIV, n. 1, 15-VI-1940, pagg. 121 e 126-131.

(2) Questa impressione è confermata da un'inchiesta appositamente eseguita su 500 donne di una città tedesca di media grandezza. La percentuale di donne, che erano arrivate al 26° anno senza aver avuto rapporti prematrimoniali, risultò del 10 % nelle classi basse, del 34 % nelle medie dell' 86 % nelle elevate. I dati si riferiscono agli anni 1925-1930. (Cfr., J. Dück, *Virginität und Ehe*, in « Archiv für Bevölkerungswissenschaft und Bevölkerungspolitik », n. 5, 1941, pagg. 302-310).

(3) Per ciò che concerne in particolare i rapporti prematrimoniali, ho ricavato, con mie elaborazioni, dal volume del Pearl i dati delle due tavole seguenti (Tavole V e VI). Essi contengono, per le varie categorie culturali e per i vari gruppi professionali, le percentuali che, sopra

* * *

6. Ritornando alla questione dell'allattamento materno, è curioso come siano scarsi i dati pubblicati sulla sua frequenza e durata secondo le classi sociali.

---

tutte le madri che non hanno avuto figli fuori del matrimonio, rappresentano quelle che hanno avuto, durante il matrimonio, figli concepiti precedentemente. Si capisce che le percentuali delle donne che hanno concepito prima delle nozze devono essere più alte nelle classi sociali dove i rapporti sessuali prematrimoniali sono più frequenti o, a pari frequenza, dove le pratiche contraccettive sono meno diffuse ed efficienti.

TAVOLA V.

Percentuali delle madri che hanno avuto concezioni prenuziali su 100 *madri che non hanno avuto figli fuori del matrimonio, distinte secondo l'occupazione del marito* (*Dati di* 139 *ospedali americani*) (1).

OCCUPAZIONE DEL PADRE	Bianche	Negre
Proprietari, direttori, alti funzionari, professionisti	1,5	11,7
Operai qualificati e specializzati.	3,5	13,8
Operai non qualificati e semi-qualificati	4,8	10,6

(1) Percentuali calcolate sui dati assoluti forniti dal PEARL (*The Natural History*, ecc. alla tavola XII a pag. 330). Esse sono ottenute ragguagliando le concezioni prenuziali (*prenup.*) al totale delle concezioni prenuziali e postnuziali (*prenup, + inwed*).

TAVOLA VI.

Percentuali delle madri che hanno avuto concezioni prenuziali su 100 *madri che non hanno avuto figli fuori del matrimonio, distinte secondo il grado di istruzione* (*Dati di* 139 *ospedali americani*) (1).

GRADO DI ISTRUZIONE	Bianche	Negre
Illetterate.	0,9	8,0
Istruzione elementare	3,9	10,3
Istruzione media	3,7	14,9
Istruzione superiore	1,0	8,4

(1) Percentuali ricavate da quelle fornite dal PEARL (*The Natural History*, ecc., tavola 27, *B*, pag. 182), dividendo le percentuali delle concezioni prenuziali per la somma delle percentuali di dette concezioni e di quelle delle concezioni postnuziali.

Ora, per le bianche, la percentuale di figli concepiti fuori del matrimonio diminuisce coll'elevarsi della categoria professionale, ma ciò non si verifica regolarmente per le negre. Per ciò che riguarda, d'altra parte, le classi culturali, non vi è invece una regolarità nel senso accennato, la percentuale più bassa, sia per le bianche che per le negre, verificandosi, anzi, nella categoria delle analfabete. Le percentuali sembrano, d'altra parte, almeno

I soli che — per quanto so — risultano pubblicati in proposito sono, per l'Europa, quelli relativi all'Aja contenuti in un articolo del Methorst [1] e, per l'America, quelli relativi a 8 città, contenuti in una pubblicazione del «Children's Bureau» di Washington [2].

I dati di Methorst si riferiscono a 5930 madri che ebbero un figlio legittimo nel 1908 ; le famiglie sono state distinte in quattro gruppi, secondo il valore locativo dell'abitazione.

Dati analoghi per Scheveningen, un sobborgo dell'Aja, relativi a 767 madri che ebbero un figlio legittimo nello stesso anno, ma ancora inediti, mi sono stati cortesemente comunicati dal Methorst stesso [3]. Tali dati sono riprodotti alle col. 9-15 della

---

per le bianche di tutte le categorie, bassissime. Nella Confederazione Australiana, un terzo e, in Sassonia, una metà dei primogeniti sono partoriti prima della fine del 9° mese e quindi presumibilmente concepiti prima delle nozze (cfr. per la Confederazione Australiana, *Prime ricerche*, ecc., pag. 334 e, per la Sassonia, *Nuove ricerche*, ecc., pag. 301). Per l'America, a Bronx si hanno, tra le donne che abitualmente non facevano ricorso a pratiche contraccettive, 34 primogeniti concepiti prima del matrimonio contro 540 concepiti dopo le nozze (cfr. STIX e NOTESTEIN, *Controlled Fertility*, pag. 171), cifre che danno una percentuale di concepimenti prenuziali di 5,9, all'incirca doppia di quelle trovate dal PEARL per le bianche. Verosimilmente i dati del PEARL non sono, da questo punto di vista, rappresentativi della popolazione generale. Si intende, infatti, come, negli ospedali, debbano farsi ricoverare più di rado le donne per le quali il parto costituisce la denuncia di rapporti prematrimoniali irregolari. E si intende pure come, a parità di altre condizioni, ciò debba avvenire tanto più di rado quanto più la classe della famiglia è elevata. I dati delle tavole V e VI non possono quindi darci alcuna idea sulla frequenza delle concezioni prenuziali, sia nella popolazione generale, sia nelle varie classi sociali americane.

(1) *Die Saüglingssterblichkeit in den Niederlanden und die Untersuchung nach den Ursachen derselben unter Berücksichtigung der Ernährungsweise und der sozialen Verhältnisse der im Jahre* 1908 *im Haag und Scheveningen geborenen Kinder*, in «Zeitschrift für Säuglingsfürsorge», Band 6, 1912, H. 4, pp. 145 e 147.

(2) U. S. DEPARTEMENT OF LABOR, CHILDREN'S BUREAU, *Causal Factors in Infant Mortality. A Statistical study based on investigations in eight cities by* ROBERT MORSE WOODBURY ; Bureau Publication n. 142, Washington 1926, pagg. 155,-156, 233-235. Le otto città sono Johnstown, Pa. ; Manchester, N.H. ; Brockton, Mass. ; Saginaw, Mich. ; New Bedford, Mass. ; Waterbury, Conn. ; Akron, Ohio ; Baltimore, Md.

(3) Con lettera del 22 febbraio 1941.

tavola VII. In base ad essi, ho calcolato le percentuali delle colonne 2 e 7 : queste mostrano che la frequenza dell'allattamento è, in generale, più alta tra le classi basse, ma non senza qualche eccezione [1].

Al fine di ottenere un indice sintetico di tali differenze, ho cercato di determinare, sia pure approssimativamente, la durata media dell'allattamento per i vari gruppi. Ho supposto a tale scopo che, per i bambini allattati per meno di una settimana, la durata media dell'allattamento fosse di 0,2 mesi ; per quelli allattati da una settimana a un mese, di 0,7 mesi ; per quelli allattati da uno a tre mesi, di 2,5 mesi ; per quelli allattati da tre a sette mesi, di 5,5 mesi ; per quelli allattati da sette a dieci mesi, di 9 mesi ; per quelli, infine, allattati per più di dieci mesi, di 11 mesi. I risultati sono esposti nella colonna 8. Riunendo le due città, la durata media risulta, passando dal gruppo più ricco al gruppo più povero, rispettivamente di mesi 4,8 ; 5,8 ; 6,4 ; 6,7. Questi risultati mostrano che la durata media dell'allattamento al seno è più lunga nelle classi più basse e in generale decresce passando alle classi superiori. La differenza però non è molto forte : nel complesso delle due città, la durata media per la classe più alta risulta un po' inferiore a cinque mesi; per la classe più bassa non raggiunge sette mesi.

I dati per le 8 città americane, ricavati direttamente dalla pubblicazione del « Children's Bureau », sono presentati nella tavola VIII, colonne 2-13. Essi si riferiscono a 21.022 nati che non morirono prima di essere nutriti. Nella colonna 14, sono indicate le percentuali dei bambini allattati al seno durante l'anno, che ho calcolato col metodo della popolazione tipo, supponendo che, per ogni classe di guadagni paterni, il numero dei bambini viventi al principio del mese fosse uguale a quello dei bambini esistenti in tutte le otto città. Se si prescinde dalla classe dei guadagni più bassi, vi è una diminuzione regolare della percentuale dei bambini allattati al seno col crescere del guadagno paterno. La

(1) Nel citato articolo *Ueber die differenzierte Fruchtbarkeit*, ecc., sono indicate le percentuali per il complesso delle due città ed in aggiunta, sono indicati, sia per le due città dell'Aja e Scheveningen, sia per le otto città americane, oltre ai dati per i bambini allattati esclusivamente o parzialmente al seno, anche quelli per i soli bambini allattati esclusivamente al seno.

Tavola VII.

Frequenza dell'allattamento al seno all'Aja ed a Scheveningen (1908) *secondo il valore locativo dell'abitazione.*

Valore locativo annuo delle case di abitazione in fiorini (1)	Su 100 madri legittime hanno allattato il figlio						Durata media in mesi dell'allattamento (8)	Numero delle madri legittime che hanno allattato						Numero totale delle madri legittime (15)
	per un periodo qualsiasi (2)	per un periodo superiore a						per un periodo qualsiasi (9)	per un periodo superiore a					
		1 settimana (3)	1 mese (4)	3 mesi (5)	7 mesi (6)	10 mesi (7)			1 settimana (10)	1 mese (11)	3 mesi (12)	7 mesi (13)	10 mesi (14)	
	Nati all'Aja							Nati all'Aja						
sopra 225 .	77,1	73,1	62,0	52,1	35,4	20,6	4,8	562	533	452	380	258	150	729
112,50-225 .	79,1	75,8	66,2	56,6	45,6	35,0	5,7	2.964	2.839	2.480	2.119	1.708	1.310	3.747
78-112,50 .	83,6	80,7	70,9	60,9	49,1	42,4	6,2	956	922	810	696	561	484	1.153
sino a 78 .	82,2	79,9	72,5	63,4	53,7	46,0	6,6	245	238	216	189	160	137	298
	79,7	**76,4**	**66,8**	**57,1**	**45,3**	**35,1**	**5,7**	**4.728**	**4.533**	**3.958**	**3.384**	**2.687**	**2.081**	**5.930**
	Nati a Scheveningen							Nati a Scheveningen						
sopra 225 .	72,2	66,7	44,4	44,4	38,4	27,8	4,5	13	12	8	8	7	5	18
112,50-225 .	81,7	78,7	69,5	61,6	53,1	43,3	6,4	134	129	114	101	87	711	164
78-112,50 .	87,7	84,9	77,6	66,7	57,5	49,3	7,0	192	186	170	146	126	108	219
sino a 78 .	88,2	84,6	74,2	65,1	53,9	49,5	6,8	321	308	270	237	196	180	364
	86,1	**82,8**	**73,3**	**64,1**	**54,2**	**47,5**	**6,7**	**660**	**635**	**562**	**492**	**416**	**364**	**767**

Frequenza (*per* 100 *viventi*) *dell'allattamento al seno nel primo anno di vita in* 8 *città americane* (*nati durante il periodo* 1911-1915) *secondo i guadagni del padre.*

GUADAGNO ANNUO DEL PADRE IN DOLLARI (1)	SU 100 BAMBINI ERANO ALLATTATI AL SENO durante il mese di vita: primo (2)	secondo (3)	terzo (4)	quarto (5)	quinto (6)	sesto (7)	settimo (8)	ottavo (9)	nono (10)	decimo (11)	undecimo (12)	dodicesimo (13)	in media nel primo anno (14)
1250 e più	88,7	81,8	76,5	71,2	67,9	65,8	61,7	59,9	56,4	51,8	48,7	46,2	65,0
1249-1050	88,6	82,5	76,1	69,9	67,4	66,6	63,7	61,9	59,5	56,1	54,1	51,8	66,8
1049-850	88,7	82,8	78,5	74,2	71,5	69,3	66,9	65,1	63,7	60,4	58,4	56,5	69,9
849-650	88,6	83,0	78,0	73,5	71,5	69,7	67,6	66,4	64,4	61,9	60,0	57,6	70,4
649-550	90,0	84,5	79,5	74,7	73,0	71,0	68,7	67,2	66,0	63,7	61,7	59,7	71,9
549-450	91,3	87,4	82,8	77,8	76,2	74,8	72,8	71,3	69,2	66,4	64,2	62,1	74,9
media di 450	90,9	86,1	82,2	78,2	76,2	74,3	71,5	69,9	67,9	66,0	64,0	62,2	74,3
NEL COMPLESSO . . .	89,4	83,8	79,0	74,4	72,1	70,3	67,8	66,1	64,2	61,4	59,2	57,3	70,6
NUMERO COMPLESSIVO DEI BAMBINI CONSIDERATI	**21.022**	**20.580**	**20.394**	**20.232**	**20.076**	**19.928**	**19.777**	**19.652**	**19.545**	**19.434**	**19.328**	**19.256**	**239.224**

percentuale passa dal 65 a quasi il 75. È anche possibile che l'eccezione relativa all'ultima classe sia solo apparente, nel senso che la classe in cui i guadagni paterni sono più bassi sia composta in buona parte di figli di famiglia o di capi famiglia che godono di redditi da capitale e la cui condizione economica sarebbe pertanto superiore a quella dei capi di famiglia che hanno un guadagno più elevato [1]. Si noti che un'eccezione analoga si

TAVOLA IX.

Frequenza (per 100 nati) e durata media dell'allattamento al seno in 8 città americane (nati durante il periodo 1911-1915) secondo i guadagni del padre.

GUADAGNO ANNUO DEL PADRE IN DOLLARI	SU 100 NATI VIVI SONO STATI ALLATTATI AL SENO												Durata media in mesi dell'allattamento al seno
	durante il primo mese	PER OLTRE											
		1 mese	2 mesi	3 mesi	4 mesi	5 mesi	6 mesi	7 mesi	8 mesi	9 mesi	10 mesi	11 mesi	
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
1250 e più . .	88,7	80,5	75,0	69,7	66,3	64,1	60,0	57,3	54,7	50,1	47,1	44,5	8,02
1249-1050 . .	88,6	81,5	75,0	68,6	65,7	63,8	61,5	59,6	57,2	54,0	51,8	49,6	8,26
1049-850 . . .	88,7	81,5	76,7	72,2	69,3	66,8	64,1	62,2	60,7	57,2	55,0	53,1	8,61
849-650 . . .	88,6	81,0	75,4	70,5	68,0	65,7	63,4	62,0	59,9	57,3	55,4	52,9	8,53
649-550 . . .	90,0	82,7	77,0	71,8	69,7	67,2	64,5	62,5	60,7	58,2	56,2	54,2	8,69
549-450 . . .	91,3	85,4	80,0	74,5	72,3	70,5	67,8	65,8	63,6	60,7	58,3	56,1	9,02
meno di 450 .	90,9	83,3	78,5	73,6	70,6	67,9	64,7	62,4	60,1	57,8	55,4	53,5	8,71
NEL COMPLESSO . . .	**89,4**	**82,0**	**76,6**	**71,6**	**68,8**	**66,6**	**63,7**	**61,8**	**59,7**	**56,7**	**54,4**	**52,3**	**8,56**

(1) Le ricerche, che ho eseguite sulle relazioni tra reddito di lavoro e patrimonio a Zurigo, hanno appunto mostrato che, ai redditi di lavoro delle categorie più basse (sotto 600 franchi), corrispondono patrimoni medi molto più elevati che ai redditi di lavoro delle categorie immediatamente superiori (Cfr. *Memorie di metodologia statistica*, vol. I, *Variabilità e concentrazione*, Giuffrè, Milano, 1939, pagg. 151 e segg.). Si potrebbe anche pensare che i guadagni paterni delle categorie più basse potessero essere compensati da guadagni più elevati da parte della madre; ma così non è: la pubblicazione del « Children's Bureau » permette di calcolare il guadagno medio delle madri per le varie categorie di guadagno paterno

verifica a Scheveningen (cfr. col. 8 della tavola VII), dove pure la classe più bassa mostra una durata media dell'allattamento più breve che la penultima. Nessuna eccezione si verifica all'Aja.

I dati della tavola VIII non sono però esattamente comparabili con quelli dell'Aja e di Scheveningen.

Anzitutto, essi sono alquanto posteriori per data (si riferiscono per ogni città alle nascite di 12 mesi, ma i 12 mesi sono diversi per le diverse città e vanno dal 1911 al 1915). Le famiglie sono poi classificate in sette gruppi, anzichè in quattro, e secondo i guadagni del padre, invece che secondo l'affitto pagato.

Aggiungasi che la percentuale dei bambini allattati in un certo mese è riferita al numero dei bambini viventi al principio del mese e non al totale delle nascite. Poichè la mortalità infantile è più elevata nelle classi basse, questa differenza ha per effetto di far risultare la differenza nelle percentuali dei bambini allattati al seno più forte di quanto sarebbe risultata secondo il metodo adottato per i dati dell'Aja e di Scheveningen. Oltre a ciò, i dati per l'Aja e per Scheveningen danno le percentuali dei bambini allattati oltre un certo mese; quelli, invece, delle città americane danno le percentuali dei bambini allattati nel mese e si arrestano al dodicesimo mese.

Le differenze dipendenti dalle due ultime circostanze si possono, però, eliminare, poichè le statistiche americane forniscono dati che permettono di calcolare le percentuali che sui nati rappresentano i bambini che sono allattati al seno oltre un dato mese di vita. Queste percentuali sono esposte alla tavola IX, colonne 2-13. Come era da attendersi, esse mostrano, secondo le categorie di guadagni paterni, differenze meno forti a vantaggio delle classi basse che i dati corrispondenti della tavola VIII.

Si sono pure calcolate le durate medie dell'allattamento al seno: a tal fine si è supposto che i bambini, i quali erano ancora allattati al seno il 12° mese, lo siano stati in media, ancora per un altro mese. I risultati dei calcoli sono esposti alla colonna 14

---

e i risultati mostrano che vi è una relazione positiva tra i guadagni dei due coniugi. Corrispondentemente alle sette categorie di guadagno paterno in ordine decrescente, i guadagni medi della madre risultano, infatti, di dollari 241; 203; 208; 201; 193; 182; 172.

TAVOLA X.

Importanza che la frequenza dell'allattamento e la durata media di vita hanno nel determinare la durata media dell'allattamento (8 città americane).

GUADAGNO ANNUO DEL PADRE IN DOLLARI	DURATA MEDIA DELLA VITA VISSUTA SOTTO L'ANNO (in mesi)		PARTE DELLA VITA VISSUTA SOTTO L'ANNO PASSATA IN REGIME DI ALLATTAMENTO	NUMERI INDICI DEI DATI ALLE COLONNE	
	complessivamente *a*	passata in regime di allattamento *b*	$\frac{100\,b}{a}$	3	4
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
1250 e più	11,71	7,58	64,7	94,3	91,7
1249-1050	11,67	7,77	66,6	96,7	94,3
1049-850	11,58	8,08	69,7	100,5	98,8
849-650	11,37	8,00	70,4	99,6	99,7
649-550	11,33	8,15	71,9	101,4	101,8
549-450	11,29	8,46	75,0	105,3	106,2
meno di 450	11,00	8,18	74,4	101,9	105,4
COMPLESSIVAMENTE . .	**11,38**	**8,03**	**79,6**	**100,–**	**100,–**

della tavola IX. Essi mostrano, da categoria a categoria, differenze molto meno forti che all'Aja e a Scheveningen. Per queste due città, la differenza per l'allattamento al seno fra la classe più bassa e la più alta era, come abbiamo detto, di quasi 2 mesi; nelle città americane, essa risulta invece di una ventina di giorni, per quanto tra queste la divisione in sette gruppi, anzichè in quattro, avrebbe fatto attendere una maggiore differenziazione in confronto delle città olandesi.

La durata media dell'allattamento al seno, data nella colonna 8 della tavola VII e nella colonna 14 della tavola IX, dipende, non solo dalla frequenza con cui i bambini viventi nei singoli mesi sono allattati al seno, ma anche dalla riduzione dei loro contingenti attraverso i mesi per effetto della mortalità.

I dati forniti dalla pubblicazione del «Children's Bureau» per-

mettono pure di eliminare questa seconda circostanza nel primo anno di vita, determinando quanta parte della vita vissuta da un bambino prima di raggiungere un anno è passata in regime di allattamento. I dati sono esposti alla tavola X, colonna 4. Nella colonna 6, sono esposti i rispettivi numeri indici. Essi mostrano che la parte della vita passata in regime di allattamento al seno cresce col diminuire del guadagno paterno, salvo al passare dalla penultima all'ultima categoria.

Le variazioni di tali numeri indici dipendono esclusivamente dalla diversa frequenza dell'allattamento nelle varie categorie economiche. Esse si possono confrontare con quelle della colonna 5, le quali dipendono invece dalle differenze sia nella frequenza dell'allattamento che nella durata di vita tra le varie categorie economiche. Il confronto mostra come l'influenza della seconda circostanza neutralizzi in parte quella della prima.

Si avverta che, al fine di giudicare della portata che la diversa lunghezza del periodo di allattamento esercita sui coefficienti di fecondità, ciò che importa è la durata media, risultante sia dalla diversa frequenza dell'allattamento, sia dalla diversa mortalità, cosicchè i dati della colonna 14 della tavola IX e della colonna 8 della tavola VII rispondono esattamente allo scopo della nostra ricerca.

Molto più frequente e, in media, più lungo risulta l'allattamento al seno nelle città americane che all'Aja e a Scheveningen. All'Aja, il 35 % e, a Scheveningen, il 48 % dei nati viene allattato al seno per più di 10 mesi, mentre in America la percentuale rispettiva è del 55 %. In America, la durata media per l'allattamento al seno è di 8,6 mesi, mentre, per l'Aja e per Scheveningen, essa è rispettivamente di 5,7 e 6,7 mesi. Le due rilevazioni non sono contemporanee ; la rilevazione americana è posteriore, secondo le città, da tre a sette anni ; se fossero state contemporanee, è probabile che la differenza sarebbe risultata più forte.

Questi risultati confermano come, nei confronti tra la fecondità di vari gruppi di popolazione, sia necessario tener conto della diversa durata del periodo di allattamento.

Sia nelle città americane che all'Aja e a Scheveningen, le differenze nella frequenza dell'allattamento al seno secondo le classi sociali risultano, però, leggere e probabilmente inferiori all'aspettativa di molti lettori.

Differenze molto più forti si verificherebbero secondo il

dott. A. Carrel, a quanto è riportato nell'articolo *Breast Feeding for Babies*, apparso nel « Readers Digest » del giugno 1939 [1]. Afferma il Carrel che « in the upper-income group, about 90 percent of the children are selfishly denied maternal milk. In contrast, the number of children in the lower-income groups who are artificially fed is perhaps not above 10 to 40 percent. » La stessa forma dell'affermazione lascia però intendere che si tratta di cifre che, più che derivare da una vera e propria rilevazione statistica, esprimono un'impressione dell'autore, probabilmente anche influenzata da scopi di propaganda.

Se le differenze indicate dal Carrel sono con tutta verosimiglianza esagerate, quelle che si ricavano dalle pubblicazioni di Methorst e del « Children's Bureau » restano probabilmente inferiori al vero, qualora vengano riferite a intere popolazioni. Dobbiamo infatti tener presente che i dati delle due pubblicazioni si riferiscono, in entrambi i casi, a popolazioni appartenenti a città di media grandezza. Se si fossero considerate le grandi metropoli, è probabile che le percentuali dell'allattamento materno nelle classi più elevate sarebbero risultate più basse, e, se si fossero considerate le campagne, è certo che le percentuali dell'allattamento materno nelle classi più umili sarebbero risultate più elevate. [2] Per popolazioni complessive, possiamo ritenere pertanto che le differenze secondo le classi sociali sieno intermedie tra quelle dichiarate dal Carrel e quelle risultanti dalle pubblicazioni del Methorst e del Woodbury [3].

---

(1) Il passo mi è stato gentilmente comunicato dalla « National Organization for Public Health Nursing », con lettera del 10 aprile 1939, a firma DOROTHY E. WIESNER, Statistician.

(2) Ma in ogni modo la maggior durata dell'allattamento nelle campagne che nelle città è fatto di comune osservazione, confermato d'altronde da altri dati statistici. D. BROMAN, D. DAHLBERG e A. LICHTENSTEIN trovano in Svezia una durata media dell'allattamento di mesi 5,7 a Malmö, 5,9 a Stoccolma e 6,6 nei comuni rurali dell'Oestergötland (*Height and Weight during Growth*, « Acta Pediatrica », vol. XXX, Uppsala 1942). Per le donne bianche e negre di Spartanburg vedi Tav. XVI.

(3) Dopo che questo articolo era scritto, il Dott. F. MIKIC, capo del Laboratorio statistico della Scuola di Igiene pubblica di Zagabria, mi fece cortesemente pervenire (con lettera del 9 giugno 1941) alcuni dati, da lui elaborati, relativi ai bambini rachitici della Clinica infantile dell'Università di Zagabria, diretta dal Prof. Dott. MAYERHOFER. Secondo questi dati, la durata dell'allattamento è di 13,5 mesi per i figli di contadini e di 7,9 mesi per tutti gli altri bambini. Questi dati confermano la conclu-

* * *

7. Le mie ricerche erano così arrivate ad un punto morto, quando, nel numero di luglio 1940 della « Milbank Memorial Fund Quarterly », mi avvenne di leggere un articolo della dott. R. K. Stix, in cui, sulla base del materiale di due cliniche neo-malthusiane (di Cincinnati e di Spartanburg) si esaminava la portata, che esercita l'escludere, dal periodo di esposizione al rischio della gravidanza, il periodo di amenorrea dipendente dall'allattamento ai fini del calcolo della fecondità matrimoniale delle pluripare non addette a pratiche contraccettive, nonchè ai fini dei confronti tra la fecondità matrimoniale delle pluripare di città diverse. La conclusione era che la portata risulta notevole [1]. La dott. Stix non abbordava la questione della portata che il tener conto di tale circostanza avrebbe esercitato sui confronti tra la fecondità delle varie classi sociali; ma, poichè una delle cliniche, da cui il materiale proveniva (*Maternal Health Clinic* di Cincinnati), era precisamente quella a cui si erano riferite antecedentemente le ricerche della stessa autrice sulla fecondità matrimoniale delle varie classi sociali [2], mi sono rivolto a lei per una cortese comunicazione degli stessi dati, distinti, in quanto possibile, per classi sociali. Nello stesso tempo, le chiedevo qualche spiegazione sul metodo seguito per tener conto delle concezioni prenunziali.

Dai dati ricevuti [3] sono ricavate le due tavole XI e XII.

---

sione a cui ero pervenuto nel testo. È però da domandarsi se e fino a che punto le durate, constatate per i bambini rachitici, possano ritenersi rappresentative delle durate per tutti i bambini delle rispettive classi sociali.

(1) R. K. Stix, *Factors underlying individual and group differences in uncontrolled fertility*, « Milbank Mem. Fund Quarterly », luglio 1940, pagg. 239 e segg. La Stix calcola che la percentuale, delle gravidanze complessive, impedite dal periodo di amenorrea sia del 20,6 per le donne di Cincinnati, del 31,3 per le donne bianche e del 30,5 per le negre di Spartanburg e la percentuale delle gravidanze delle pluripare rispettivamente del 30,2, del 38,7 e del 35,7 (pagg. 252-253).

Nel volume *Controlled Fertility*, pubblicato da Stix e Notestein pochi mesi dopo (settembre 1940), non viene invece eliminato dal periodo di esposizione il periodo di amenorrea (pur riconoscendo che a rigore l'eliminazione si dovrebbe fare) con la giustificazione che troppo poco si conosce in materia per rendere l'eliminazione possibile (cfr., nota (1) a pag. 38). La giustificazione è manifestamente infondata, poichè l'eliminazione era già stata fatta dalla Stix.

(2) *Birth Control in a Midwestern City*, art. cit., gennaio 1939.

(3) Con lettera in data 14 ottobre 1940.

TAVOLA XI.

Durata media dell'allattamento e del periodo di amenorrea (Maternal Health Clinic *di Cincinnati*).

DURATA DEL MATRIMONIO IN ANNI AL PRIMO CONTATTO CON LA CLINICA	FAMIGLIE NON SUSSIDIATE		FAMIGLIE SUSSIDIATE	FAMIGLIE NON SUSSIDIATE		FAMIGLIE SUSSIDIATE
	Lavoratori intellettuali	Lavoratori manuali		Lavoratori intellettuali	Lavoratori manuali	
	Durata media in mesi del periodo di allattamento per ogni nato vivo			Durata media in mesi del periodo di amenorrea per ogni gravidanza		
0-4	3,3	4,5	3,9	2,5	3,2	3,1
5-9	4,8	5,7	5,5	3,2	4,1	4,6
10-14	6,9	6,7	6,3	4,3	4,7	4,9
15-29	6,7	7,0	6,4	4,3	5,4	5,0
COMPLESSIVAMENTE	**5,3**	**6,2**	**5,9**	**3,5**	**4,5**	**4,7**
	Numero dei nati vivi			Numero delle gravidanze		
0-4	82	299	132	111	362	157
5-9	151	602	299	194	761	349
10-14	80	661	422	114	820	487
15-29	85	696	437	105	838	510
COMPLESSIVAMENTE	**398**	**2.258**	**1.290**	**524**	**2.781**	**1.503**

La tavola XI indica la durata media, sia dell'allattamento materno per ogni nato vivo, che del periodo di amenorrea per ogni gravidanza, secondo la durata che aveva il matrimonio quando la donna è venuta in contatto con la clinica. La durata media del periodo di allattamento cresce, passando dai lavoratori intellettuali ai lavoratori manuali non sussidiati; ma risulta per questi alquanto superiore che per i lavoratori sussidiati. Il periodo di amenorrea per ogni gravidanza risulta invece più alto non solo per i lavoratori manuali in confronto agli intellettuali non sussidiati, ma anche per i lavoratori sussidiati in confronto ai lavoratori manuali non sussidiati.

La tavola XII presenta la frequenza delle gravidanze per

Tavola XII.

Fecondità matrimoniale delle madri che abitualmente non facevano ricorso a pratiche contraccettive, dedotto il periodo di amenorrea (Maternal Health Clinic *di Cincinnati*).

Ordine del parto e durata del matrimonio	Tutte le famiglie	Famiglie non sussidiate			Famiglie sussidiate	
		Lavoratori intellettuali	Lavoratori manuali			
	Gravidanze per 100 ovulazioni					
Primipare	13,5	11,5	13,5		14,7	
Pluripare: totale	10,2	9,2	10,6		9,9	
di cui con durata del matrimonio di anni:						
0-4	10,9	10,1	10,9		11,2	
5-9	10,2	5,6	11,9	10,7	8,6	9,2
10-14	9,1		8,1		10,1	
15-29	7,5		7,8		7,4	
	Numero delle ovulazioni e numero delle gravidanze					
	Ovulazioni	Gravidanze	Ovulazioni	Gravidanze	Ovulazioni	Gravidanze	Ovulazioni	Gravidanze
Primipare	6.063	821	895	103	3.539	479	1.629	239
Pluripare: totale	10.985	1.123	739	68	5.805	615	4.441	440
di cui con durata del matrimonio in anni:								
0-4	6.160	671	596	60	3.463	376	2.101	235
5-9	2.578	262	119	6	1.323	158	1.135	98
10-14	1.283	117	23	2	595	48	665	67
15-29	965	73	—	—	423	33	541	40

100 ovulazioni nei tre gruppi sociali, dopo avere detratto dai periodi di esposizione al rischio i periodi di amenorrea postpuerparale [1]. Per le primipare, la fecondità cresce passando dai lavora-

(1) Si avverta che i dati della tavola XII non sono comparabili con quelli della tavola III; questi includono e quelli escludono i casi patolo-

tori intellettuali non sussidiati al lavoratori manuali non sussidiati e da questi ai lavoratori sussidiati. Per le pluripare, i lavoratori intellettuali non sussidiati mostrano una fecondità minore di quella dei lavoratori manuali non sussidiati, mentre le differenze tra lavoratori manuali non sussidiati e lavoratori sussidiati si presentano come irregolari. Mentre, nel primo periodo del matrimonio, vi è una differenza a vantaggio dei lavoratori non sussidiati, nei periodi successivi la differenza oscilla irregolarmente: è da domandarsi se, a determinare l'irregolarità di queste differenze, possa aver concorso una diversa continuità di coabitazione delle due categorie di famiglie. Le famiglie più bisognose che ricevono sussidi sono forse costrette più frequentemente delle famiglie di lavoratori non sussidiati a interrompere la loro continuità per brevi assenze temporanee di uno dei coniugi [1]. È pure da

---

gici (cfr. più innanzi pag. 254 e nota (2) a pagg. 254-255). Unicamenteda questa circostanza dipendono le differenze tra i dati delle due tavole relativi alle primipare, per le quali i coefficienti di fecondità non vengono influenzati dalla esclusione dei periodi di amenorrea postpuerperale. Avevo chiesto alla Stix i dati da cui sieno eliminati i periodi di amenorrea, ma che includano i casi patologici (che sarebbero paragonabili a quelli della tavola III); oppure i dati da cui non sieno eliminati i periodi di amenorrea, ma che escludano i casi patologici (che sarebbero paragonabili con quelli della tavola XII); ma essa mi rispondeva, in data 6 febbraio 1941, che tali dati non erano stati calcolati.

Si avverta ancora come i dati delle tavole XI e XII si riferiscano a gruppi di osservazioni diversi: molto più numerose sono le osservazioni a cui si riferiscono i dati della tavola XI, che comprendono tutte le donne, non solo quelle che non hanno fatto uso di pratiche contraccettive. Infine, nella tavola XI, i nati vivi e le gravidanze — sia delle primipare che delle pluripare — sono classificati secondo la durata del matrimonio al primo contatto della donna con la clinica, mentre, nella tavola XII, sono classificate le sole gravidanze delle pluripare secondo la durata del matrimonio (se bene intendo) all'inizio della gravidanza.

(1) Le assenze più lunghe sono detratte dalla Stix dal periodo di esposizione; ma non è chiaro se sono state detratte solo le assenze superiori a due mesi o anche quelle superiori ad un mese. Nell'articolo del luglio 1940 (nota a pag. 242), si rinvia, per il metodo, all'articolo di Stix e Notestein del gennaio 1934, dove era detto che erano state eliminate le assenze e i periodi di astensione superiori a 2 mesi. Ma, nel successivo articolo degli stessi autori del 1935, relativo a materiale più vasto, che comprendeva quello del primo, è detto invece che sono state eliminate le assenze superiori a 1 mese (cfr. nota 4 a pag. 167).

tenersi presente che, tra i lavoratori sussidiati, vi è anche una percentuale (11 %) di lavoratori intellettuali che deve ritenersi superiore, dal punto di vista sociale, ai lavoratori manuali [1]. In ogni modo, i coefficienti di fecondità delle pluripare secondo i gruppi sociali, esposti nella tavola XII hanno un comportamento sensibilmente diverso da quello dei dati corrispondenti della tavola III, da cui i periodi di amenorrea non erano esclusi. È un peccato che la inclusione nei dati della tavola III e la esclusione da quelli della tavola XII dei casi patologici, impedisca un confronto rigoroso [2].

Nel comunicarmi i dati, la dott. Stix ha voluto aggiungere, sulla loro attendibilità e portata, alcune riserve che non erano contenute nel suo precedente articolo e che ritengo opportuno di trascrivere: « I agree with you that it would be ideal to exclude the anovulatory period following delivery from exposure to pregnancy in computing rates, but I believe that the available data on amenorrhea and lactation are probably not very reliable. In addition, while we may assume that all but the last month of amenorrhea is anovulatory, recent researches cast some doubt on the complete truth of that assumption. The paper to which you refer was written with the knowledge that the data on which it was based are probably subject to wide error, but that while little credence can be placed in the absolute numerical values of the derived rates, it was important that the theoretical influence of amenorrhea on fertility be shown, with what limited data were available ». Pur prendendo atto delle precedenti riserve, non si può, d'altra parte, non convenire nella conclusione della dott.a Stix sulla importanza di eseguire i calcoli escludendo il periodo dell'amenorrea. È da osservarsi, d'altronde, che, quando, durante il periodo di amenorrea, è eccezionalmente intervenuta qualche gravidanza, la gravidanza stessa e il corrispondente periodo di esposizione al rischio sono stati dalla dott.a Stix opportunamente eliminati dai suoi calcoli [3].

Per ciò che riguarda la questione dei concepimenti prenuziali, la dott. Stix mi rispondeva nel modo seguente: « In an-

---

(1) Cfr. articolo del gennaio 1939, tavola 1 a pag. 73.
(2) Cfr. sopra, nota (1) a pag. 251-252.
(3) Cfr. articolo del luglio 1940, nota 17 a pag. 248.

swer to your question concerning premarital conceptions, we did consider the problem very carefully. Whenever possible, the trained nurse, who collected the records, determined the date of first coitus rather than the date of marriage, and all premarital pregnancies for which the type of exposure was unknown were excluded from the tabulations. There may have been premarital exposure during which conception did not take place but we have no way of accounting for that. The rates for first pregnancies have been consistently higher than those for later pregnancies, in all of our studies, and I do not believe that premarital coitus which did not result in conception could be a factor of much importance in any of these very fertile groups [1] ». Gli avvedimenti usati dalla dott. Stix non bastano dunque ad eliminare assolutamente il fattore di perturbazione derivato dai rapporti sessuali prematrimoniali, ma lo riducono ad un minimo.

* * *

8. Abbiamo già avvertito come la dott. Stix considerasse nei suoi dati riportati alle tavole XI e XII, solo i casi in cui non vi erano indizi di patologia pelvica o endocrina [2].

---

(1) S'intende che questo è il criterio adottato per le donne di Cincinnati e Spartanburg, alle quali si riferiva la mia richiesta. Per quelle di Bronx, STIX e NOTESTEIN scrivono, nell'articolo in « Milbank Mem. Fund Quart. », gennaio 1934, (nota 7 a pag. 61) e in *Controlled Fertility* (op. cit., pagg. 36 e 171), che i 35 concepimenti prenuziali verificatisi sono stati esclusi dai confronti, risultando ignoti la lunghezza e il tipo della rispettiva esposizione.

(2) A Spartanburg furono esclusi anche i casi di donne che avevano la sifilide o il cui marito l'aveva avuta, del pari che alcuni casi in cui il marito o la moglie aveva la pellagra (cfr. articolo del luglio 1940, pagina 242). L'opportunità di tali esclusioni, per chi voglia conoscere la *fecondità naturale* della donna, è discutibile, in quanto anche le malattie costituiscono una manifestazione della natura da cui non si può prescindere. Con tali esclusioni, si viene in realtà a misurare la *fecondità normale* della donna, o, meglio, la *fecondità della donna sana* (cfr., più innanzi, pagg. 290-291), come d'altronde sembra si proponesse la STIX.

Se tali esclusioni sono discutibili, non è invece neppure discutibile la bizzarra idea del LIVI, di escludere, invece, i casi normali. Ai fini di misurare le variazioni della curva della fecondità secondo l'età, il LIVI vorrebbe invero escludere i due primi anni di vita matrimoniale, e ciò perchè in essi gli sposi si trovano in ottime condizioni di salute e la vita coniu-

È da ricordarsi, a questo proposito, che, per quanto concerne almeno le primipare, la dott. Stix aveva già implicitamente osservato, in un precedente articolo, che le differenze della fecondità a svantaggio delle classi più elevate, si accentuavano includendo anche i casi patologici (1), ciò che ora risulta chiaro dal confronto dei dati della tavola III con quelli della tavola XII. Tale risultato fa intendere che i casi patologici devono essere più frequenti o più gravi nelle classi elevate. Mettendo in rapporto i dati della tavola XII con quelli della tavola III (che per quanto riguarda le primipare differiscono solo per l'esclusione dei casi patologici), è ora possibile calcolare che i casi patologici rappresentano, per i lavoratori intellettuali, il 25 % dei primi parti; per i lavoratori manuali, il 29 % e, per le famiglie sussidiate, il 23 %. La loro frequenza non varia dunque sistematicamente, passando dalle classi alte alle basse. Varia invece sistematicamente il numero

---

gale si svolge generalmente in condizioni normali, senza lunghe separazioni personali e senza gravi attriti di carattere morale che alterano la reciproca attrazione dei coniugi (Vedi la comunicazione citata *Sulla fecondità della donna coniugata secondo l'età* e anche *Trattato*, op. cit., pagg. 71 e seguenti). Nè vale il dire che, altrimenti, nelle classi più giovanili figurano soprattutto i matrimoni contratti da poco. Ciò è probabilmente vero, ma – come già avevo ritenuto necessario di avvertire a questo proposito (*Su la curva della fecondità matrimoniale della donna secondo l'età*, pag. 74) – conviene tener presente che la curva della fecondità matrimoniale in funzione della sola variabile età « è atta a mostrare come la fecondità matrimoniale varia con l'età, ma non come la fecondità matrimoniale varia *in dipendenza* dell'età ». Parallelamente all'età – io osservavo – variano, infatti, altre circostanze, in particolare il numero dei figli già avuti, la frequenza delle pratiche contraccettive e, naturalmente, varia anche la durata del matrimonio. Chi vuole scindere l'influenza, che sulla fecondità esercita l'età, da quella che esercitano altre circostanze e in particolare la durata del matrimonio, deve considerare la fecondità in funzione di più variabili, e, per ciò che concerne l'età e la durata del matrimonio, ciò fu già fatto da vari autori. (A tale proposito, è da ricordare che la fecondità delle case sovrane e dell'alta nobiltà europea nel primo anno di matrimonio, secondo l'età della sposa trovasi calcolata nell'articolo *Su la determinazione*, ecc., tavola IX a pag. 19). Ma escludere dal calcolo della fecondità le coppie fresche, perchè normalmente sane, in convivenza continuata e in buona armonia coniugale, non rappresenta certamente un progresso nella trattazione della questione. Più ragionevole sarebbe considerare solo tali coppie in vista di ottenere, come dicevamo, la fecondità della donna sana.

(1) Cfr. articolo del gennaio 1939, pag. 81.

delle gravidanze per 100 ovulazioni che essi presentano (7,1 per i lavoratori intellettuali; 8,9 per i lavoratori manuali e 12,9 per le famiglie sussidiate), dando a vedere una gravità maggiore di tali casi nelle classi più elevate [1]. Questo risultato é in armonia con la interpretazione parzialmente biologica della minore fecondità delle classi elevate.

Infine, i dati della tavola XI, ultima riga, mostrano un rapporto dei nati vivi alle gravidanze del 76 % nelle famiglie sussidiate, dell' 81 % nelle famiglie dei lavoratori manuali e dell'86 % nelle famiglie dei lavoratori intellettuali. La dispersione dei prodotti risulta quindi del 14 % per le famiglie sussidiate. del 19 % per quelle dei lavoratori manuali e del 24 % per quelle dei lavoratori intellettuali. Risulta, cioè, un netto aumento della dispersione dei prodotti, passando dalle classi inferiori alle superiori,

Questo risultato è confermato dai dati della tavola XIII (linea A) che comprendono tutte le gravidanze della clinica di Cincinnati, mentre quelli della tavola XI sono limitati alle gravidanze per cui è nota la durata dell'allattamento e del periodo di amenorrea. In gran parte, però, le differenze dipendono dai procurati aborti, che a Cincinnati risultano molto più frequenti nelle classi elevate (linea B). La frequenza della dispersione involontaria (partoriti morti, aborti spontanei e aborti terapeutici) non risulta notevolmente diversa nelle tre classi sociali, ma in ogni modo, correttamente determinata (linea E), cresce regolarmente passando dalle famiglie sussidiate (11,2 per 100 gravidanze esclusi i procurati aborti) ai lavoratori manuali (11,4 %) e ai lavoratori intellettuali (11,7 %).

Una differenza nello stesso senso, ma un po' più accentuata, mostra la frequenza della dispersione involontaria tra le mogli dei lavoratori manuali (10,8 %) e quelle dei lavoratori intellettuali (12,2 %) esaminate nella clinica di Bronx (tavola XIV),

---

(1) Calcoli analoghi non si possono fare per le pluripare perchè i dati della tavola XII differiscono da quelli della tavola III non solo per l'esclusione dei casi patologici, ma anche per l'esclusione di altre donne (probabilmente perchè per esse non si conosceva la durata del periodo di amenorrea post-puerperale). Esclusi i casi patologici, il numero delle primipare risulta infatti di 1229 (cfr. « Milbank Mem. Fund. Quart. », gennaio 1939, nota 14 a pag. 79), mentre la tavola XII si riferisce solo a 1123 pluripare.

Tavola XIII

Percentuali delle gravidanze secondo l'esito e la classe sociale (Maternal Health Clinic *di Cincinnati*) [1].

Esito della gravidanza	Tutte le famiglie	Famiglie non sussidiate		Famiglie sussidiate
		Lavoratori intellettuali	Lavoratori manuali	
A Nato vivo.	81,9	76,7	81.4	84,8
B Procurato aborto.	7,5	13,1	8,1	4,5
C Dispersione involontaria (2)	10,5	10,2	10,5	10,7
D = A + B + C	99,9	100,0	100,0	100,0
E = $\frac{C}{A+C}$	*11,4*	*11,7*	*11,4*	*11,2*
Numero delle gravidanze .	6.554	703	3.838	2.013

(1) Da Stix articolo in « Milbank Mem. Fund Quart. », gennaio 1939, tavola 13, pag. 90.
(2) Partorito morto, aborto spontaneo e terapeutico.

Tavola XIV.

Percentuali delle gravidanze secondo l'esito e la classe sociale (Birth Control Clinical Research Bureau *in Bronx*) [1].

Esito della gravidanza	Tutte le famiglie	Famiglie dei lavoratori	
		Lavoratori intellettuali	Lavoratori manuali
A Nato vivo.	67,6	66,4	68,3
B Procurato aborto	23,8	24,3	23,4
C Dispersione involontaria (2)	8,7	9,2	8,3
D = A + B + C	100,1	99,9	100,0
E = $\frac{C}{A+C}$	*11,4*	*12,2*	*10,8*
Numero delle gravidanze . .	991	460	531

(1) Da Stix e Notestein, *Controlled Fertility*, tavola 32, pag. 80
(2) Partorito morto, aborto spontaneo e terapeutico.

per quanto il numero più alto di figli delle donne dei lavoratori manuali avrebbe fatto attendere una percentuale più elevata, in quanto la percentuale di dispersione naturale cresce con l'ordine del parto [1].

I dati, che ho ricavato dal Pearl per le 139 cliniche ostetriche americane, non mostrano nessuna variazione sistematica della frequenza della dispersione con la condizione economica della famiglia, né per le donne bianche né per le nere; mentre una inchiesta di Wiehl e Berry su 48.000 famiglie di Nuova York dà a vedere un incremento abbastanza regolare della frequenza della dispersione involontaria col crescere del reddito [2].

Si tenga presente che le classi benestanti sono meno esposte alle circostanze predisponenti alla dispersione dei prodotti, e ciò sia per i maggiori riguardi e comodità di cui usufruisce la donna durante la gravidanza, sia perchè questa non viene sottoposta a lavori pesanti, sia infine per le norme igieniche più progredite e

---

(1) Ecco le percentuali, che ricavo dai dati pubblicati da Stix e Notestein, *Controlled Fertility*, op. cit., pag. 83, tavola 34.

Tavola XV.

Rapporto dei partoriti morti, aborti spontanei e aborti terapeutici alle gravidanze, esclusi i procurati aborti.

Ordine del parto	Percentuale
1°	9,4
2°	10,6
3°	12,2
4°–5°	13,9
6° e oltre	17,5
Totale	11,4

(2) Vedi, per i dati in proposito, D. G. Wiehl e K. Berry, *Pregnancy Wastage in New York City*, « Milbank Mem. Fund. Quart. », luglio 1937, pagg. 229 e segg., e anche il nostro articolo già citato *Ueber die differenzierte Fruchtbarkeit* ecc., pagg. 197-199.

Vedi anche l'articolo di R. K. Stix e D. G. Wiehl, *Abortion and Public Health*, in « American Journal of Public Health », vol. 28, 1938, il quale contiene, a pag. 624, un diagramma che dà le percentuali delle gravidanze terminate con aborto spontaneo per le famiglie di Nuova York e per le donne delle cliniche di Bronx e Cincinnati, classificate secondo le condizioni economiche. Il diagramma mostra un aumento leggero, ma abbastanza regolare, della percentuale col migliorare delle condizioni economiche. Non sono riportati, nell'articolo, i dati su cui il diagramma è stato costruito.

per i più facili e tempestivi interventi sanitari. Tenuto conto di tali circostanze, l'indipendenza della frequenza della dispersione naturale dalla condizione economica, che si verifica in qualche gruppo di popolazione, e ancor più la correlazione positiva, che si verifica in altri, possono bene interpretarsi come una prova della minore attitudine riproduttiva delle classi elevate.

Concludendo, è certo che le ricerche intraprese dal Milbank Memorial Fund per calcolare la fecondità matrimoniale della donna, eliminando il periodo di amenorrea connesso con l'allattamento, meritano di essere proseguite su scala più larga e con tutti gli avvedimenti e le cautele che l'esperienza suggerisce, ed è da augurarsi che ciò sia fatto per il progresso della scienza. Al quale augurio sia permesso di aggiungere anche quello che venga debitamente ricordato in avvenire il contributo di chi, per primo, ha proposto ed applicato l'eliminazione in parola. Frattanto i dati comunicatimi provano che, eliminando i periodi di amenorrea, la fecondità matrimoniale della donna si può ritenere, non solo per le primipare, ma anche per le pluripare, più bassa per i lavoratori intellettuali, in contrasto con le conclusioni a cui erano arrivati il Pearl, la Stix e il Notestein. Vedremo poi come, qualora si fosse eliminato un altro fattore di perturbazione che detti autori non avvertivano, la differenza sarebbe risultata molto più accentuata (cfr. § 20-22, pagg. 306–314).

* * *

9. Altro risultato dell'eliminazione del periodo di amenorrea è di attenuare la differenza tra la fecondità delle primipare e la fecondità delle pluripare. A Cincinnati, esclusi i casi patologici, la fecondità delle pluripare risulta di 7,1 gravidanze per 100 ovulazioni, non eliminando i periodi di amenorrea, e di 10,2 eliminandoli, contro 13,5 per le primipare. A Spartanburg, essa risulta di 5,6 gravidanze per 100 ovulazioni per le bianche e di 6,7 per le negre, non eliminando i periodi di amenorrea, e di 8,9 e 10,2 eliminandoli, contro 13,9 e 14,3 per le primipare [1]. Vedremo però più

(1) Male si appongono quindi STIX e NOTESTEIN quando, nel volume *Controlled Fertility*, pagg. 37-38, attribuiscono completamente la differenza al periodo di amenorrea post-puerperale.

innanzi (cfr. pag. 297-300) come, eliminando un altro fattore di perturbazione, le differenze dovrebbero accentuarsi e in qual modo esse possano spiegarsi.

* * *

10. I dati della tavola XI permettono qualche altra constatazione interessante. La lunghezza media del periodo di allattamento, del pari che quella del periodo di amenorrea, crescono con la durata del matrimonio. Si tratta della durata del matrimonio al primo contatto della donna con la clinica, ma essa varia certo nello stesso senso della durata media del matrimonio alla gravidanza [1]. Siamo in presenza di un'influenza delle nascite precedenti che hanno, diremo così, allenato all'allattamento l'organismo materno? Oppure di un'influenza solo apparente, dipendente dal fatto che le madri che hanno un periodo di allattamento più lungo devono, per ottenere lo stesso numero di figli [2], prolungare la loro prolificazione per un numero maggiore di anni dal matrimonio? Od infine siamo di fronte alla manifestazione di una relazione positiva tra fecondità e durata dell'allattamento, per cui le donne che hanno un numero maggiore di figli e quindi prolungano la figliazione per un maggior numero di anni del matrimonio sono anche quelle che hanno il latte più abbondante e prolungato? Le varie spiegazioni, d'altronde, non si eliminano a vicenda e tutte sono possibili.

---

(1) Non sta in contrasto con tale affermazione il fatto, di cui diremo in seguito (cfr. pag. 290-291), che, eliminati dai periodi di esposizione al rischio i periodi di amenorrea, si accentua la discesa dei coefficienti di fecondità col crescere della durata del matrimonio alla gravidanza, ciò che mostra come la durata complessiva dei periodi di amenorrea assuma, di fronte alla durata complessiva dei periodi di esposizione, minore importanza quando è più lunga la durata del matrimonio alla gravidanza. La durata complessiva dei periodi di amenorrea, rispetto alla durata complessiva dei periodi di esposizione, dipende infatti, non solo dalla lunghezza media dei periodi di amenorrea, quale è indicata nelle tavole XI e XVI, ma anche dalla frequenza delle gravidanze, la quale, col crescere della durata del matrimonio, diminuisce più di quanto non cresca la durata media del periodo di amenorrea.

(2) Si tenga presente che i dati della tavola XI, come quelli della XVI, non sono limitati alle donne che non fanno uso di pratiche contraccettive (cfr. nota (1) a pagg. 251-252). Secondo i dati di BROMAN, DAHLBERG e LICHTENSTEIN (art. cit. alla nota (2) di pag. 44) l'allattamento sarebbe più lungo per le madri che al parto avevano toccato o superato 30 anni, che per quelle che non li avevano ancora raggiunti, con una differenza

TAVOLA XVI.

Durata media dell'allattamento e del periodo di amenorrea (Maternal Health Clinic *di Spartanburg*).

DURATA DEL MATRIMONIO IN ANNI AL PRIMO CONTATTO CON LA CLINICA	DONNE BIANCHE		DONNE NEGRE		DONNE BIANCHE		DONNE NEGRE	
	di città	di campagna	di città	di campagna	di città	di campagna	di città	di campagna
	Durata media in mesi del periodo di allattamento per ogni nato vivo				Durata media in mesi del periodo di amenorrea per ogni gravidanza			
0-4	5,9	6,7	5,0	5,0	3,7	3,7	3,2	3,3
5-9	8,0	9,8	7,7	8,9	5,3	6,4	5,0	5,2
10-14	9,3	11,2	7,4	10,1	5,9	8,1	3,8	6,1
15-29	9,0	11,2	8,8	8,4	6,5	7,1	6,3	5,4
COMPLESSIVAMENTE	**8,4**	**10,5**	**7,2**	**8,5**	**5,6**	**6,8**	**4,6**	**5,3**
	Numero dei nati vivi				Numero delle gravidanze			
0-4	99	44	108	51	115	50	119	58
5-9	178	131	154	122	202	141	183	132
10-14	204	107	87	103	234	118	98	123
15-29	209	246	82	200	257	273	99	228
COMPLESSIVAMENTE	**690**	**528**	**431**	**476**	**808**	**582**	**499**	**541**

Qualunque sia la spiegazione, i dati per la clinica di Spartanburg, contenuti nella tavola XVI, confermano il risultato.

Essi permettono anche di constatare come la durata dell'allattamento e della conseguente amenorrea, sia per le bianche che per le negre e per tutte indistintamente le durate di matrimonio al primo contatto con la clinica, risulti più lunga nelle campagne che nelle città (vedi, per altri dati in tal senso, la nota (2) a pag. 248).

---

m dia di mezzo mese per Stoccolma e di 0,7 mesi per Malmö e i comuni rurali dell'Oestergötland. Solo la prima e la terza delle circostanze segnalate nel testo possono in questo caso addursi per spiegare la differenza; la quale d'altronde risulta minore di quelle che si notano a Cincinnati e a Spartanburg secondo la durata del matrimonio.

La durata dell'allattamento e quella della conseguente amenorrea risultano, d'altra parte, per le negre, sempre più brevi che per le bianche. Ciò è certamente in contrasto con quanto avviene per i negri nel loro primitivo ambiente africano ed è probabilmente dovuto ad una differenza nelle occupazioni delle due categorie di popolazione [1]. Nelle città, infatti, come mi comunica la dott. Stix, le famiglie bianche sono in gran parte di operai semi-specializzati dei cotonifici, mentre la gran parte delle famiglie negre è di operai non specializzati. Nelle campagne, i bianchi sono in generale fittavoli e coloni parziari e i negri, in gran parte, coloni parziari e lavoratori agricoli [2]. Non è da escludersi – e sarebbe da verificare – che alla differenza contribuisca una maggiore mortalità dei bambini negri durante l'allattamento[3].

È anche notevole la differenza nel periodo di allattamento e nel conseguente periodo di amenorrea che si verifica fra le donne di Cincinnati e di Spartanburg. Esso risulta, infatti, sia nel complesso, sia a parità di durata di matrimonio, notevolmente più lungo nella seconda città che nella prima. Tale differenza era

TAVOLA XVII.

	Durata media dell'allattamento (per ogni nato vivo) in mesi	Durata media del periodo di amenorrea (per ogni gravidanza) in mesi
Aja	5,7	—
Cincinnati	6,0	4,5
Scheveningen	6,7	—
Spartanburg (Negre)	7,8	4,9
8 Città Americane	8,6	—
Spartanburg (Bianche)	9,3	6,1

(1) Così pensa anche la STIX: vedi l'articolo in « Milbank Mem. Fund Quart. », luglio 1940, pag. 247.

(2) Vedi, per altre indicazioni su le professioni e condizioni economiche dei vari gruppi di popolazione, l'articolo in « Milbank Mem. Fund Quart. », aprile 1941, pag. 174.

(3) La dispersione dei prodotti (aborti e nati morti) risulta però praticamente la stessa per le due categorie di madri. I nati vivi rappresentano infatti, tra i bianchi, l'87,6 %, e, tra i negri, l' 87,2 % delle gravidanze.

stata già notata dalla dott. Stix e su di essa appunto si basava la sua conclusione che è necessario tener conto del periodo di amenorrea per eseguire paragoni corretti tra le fecondità matrimoniali delle donne di diverse città.

Il confronto coi dati da noi calcolati per l'Aja, per Scheveningen e per le 8 città americane conferma tale conclusione. Raccolgo nella tavola XVII i risultati per tutte queste città. Dall'Aja alle bianche di Spartanburg, la durata media dell'allattamento varia nella misura da 100 a 167. Pressoché nella stessa misura del periodo di allattamento varia il conseguente periodo di amenorrea.

* * *

11. Esaminando i risultati ottenuti nelle varie rilevazioni del Pearl, di Stix e Notenstein e della Stix, si resta colpiti dalle loro forti differenze.

Queste sono forti soprattutto per ciò che riguarda la fecondità delle primipare.

I dati raccolti nella clinica neomalthusiana di Bronx (Nuova York) per il periodo 1° gennaio 1931 – 30 giugno 1932, hanno dato 18,9 gravidanze per 100 ovulazioni; distinte secondo le religioni, le percentuali risultano di 20,0 per gli ebrei, di 18,0 per i cattolici e di 16,4 per i protestanti e gli appartenenti ad altre confessioni [1].

I dati raccolti nella *Maternal Health Clinic* di Cincinnati per il periodo novembre 1929 – 31 dicembre 1934, danno invece una percentuale di 12,1 gravidanze, con variazioni da 14,2 per le famiglie sussidiate a 11,7 per le famiglie non sussidiate di lavoratori manuali, a 9,9 per le famiglie non sussidiate di lavoratori intellettuali (cfr. tavola III).

Per la *Maternal Health Clinic* di Spartanburg, aperta nel luglio 1935, sono stati calcolati i coefficienti di fecondità per le prime 990 pazienti, ottenendo, per le bianche, un coefficiente di 11,7 e, per le negre, di 11,5 gravidanze per 100 ovulazioni [2].

---

(1) Cfr. articolo di Stix e Notestein dell'aprile 1935, tavola 4, pagina 170 e *Controlled Fertility*, tavola 14 a pag. 40. Tra i dati delle due fonti vi sono, per ciò che concerne gli Ebrei, lievi discordanze, che si ripercuotono sui dati complessivi. Ci siamo attenuti ai dati più recenti del volume *Controlled Fertility*.

(2) Cfr. Stix, articolo in « Milbank Mem. Fund Quart. », aprile 1941, pag. 172, e tavola 1 a pag. 179.

Infine dai dati raccolti da Whelpton e Kiser [1] per la popolazione bianca di Indianopolis (cfr. § 12 *bis*) ricavo, per le primipare che non avevano fatto ricorso a pratiche contraccettive, un coefficiente di 7,8 gravidanze per 100 ovulazioni.

Detti dati comprendono i casi patologici, i quali assumono importanza molto diversa nelle varie città, rappresentando il 20 % del periodo di esposizione a Nuova York, il 28 % a Cincinnati, il 45 % tra le bianche e il 48 % tra le negre di Spartanburg [2]. Poichè, per questi casi, la fecondità risulta particolarmente bassa, le differenze sopra indicate nei coefficienti di fecondità si attenuano alquanto escludendoli, ma rimangono in ogni modo notevoli. Escludendoli, le percentuali delle gravidanze per 100 ovulazioni salgono infatti a 20,9 per Bronx, a 13,5 per Cincinnati, a 13,9 per le bianche e a 14,3 per le negre di Spartanburg [3]. D'altra parte, di molto inferiori risultano le percentuali che si ricavano dai dati, che pure escludono i casi patologici [4], raccolti dal Pearl nell'anno 1931 e seguenti nelle cliniche ostetriche di 139 ospedali di 26 città americane: 8,1 per le bianche e 6,9 per le negre (cfr. tavola I) [5].

Vi sono dunque, tra le percentuali relative alle varie rilevazioni differenze nella proporzione da 1 ad oltre 3. Esse appaiono singolari a chi conosce la uniformità di caratteristiche fisiologiche che di solito presentano popolazioni razzialmente analoghe, come sono quelle esaminate, e contrastano pure con l'uniformità dei

---

(1) P. K. Whelpton e C. V. Kiser, *The Comparative Influence on Fertility of Contraception and Impairement of Fecundity*, in « Milbank Mem. Fund Quart. », aprile 1948, pp. 221-222.

(2) Cfr. Stix, articolo in « Milbank Mem. Fund Quart. », aprile 1941, pagg. 168-169.

(3) Cfr. articolo della Stix del luglio 1940, pag. 243.

(4) Cfr. Pearl, *The Natural History*, ecc., pag. 198 e Stix articolo del luglio 1940, pag. 242.

(5) Cfr. *The Natural History*, ecc., pag. 198. Per ciò che riguarda i dati del Pearl, sono impressionanti le differenze che si riscontrano tra i risultati da lui pubblicati nel secondo rapporto e quelli pubblicati nel primo rapporto, nella comunicazione di Messico e, da ultimo, nel volume definitivo. Io mi limito a porre a riscontro, nella tavola che segue, i dati sulla frequenza delle gravidanze nelle donne che non hanno usato pratiche contraccettive; ma analoghe sono le differenze nella frequenza delle gravidanze per le donne che hanno usato di tali pratiche, e non diverse quelle nella frequenza dei nati vivi. Le differenze si ripetono per le singole classi sociali. Esse sono forti soprattutto per le primipare: secondo

risultati sulla fecondità delle primipare da me ottenuti per varie popolazioni, quali le tedesche, le italiane e le australiane e neo-zeelandesi [1].

È possibile che esse in qualche parte, ma certo solo in piccola parte, dipendano da differenze nei criteri di elaborazione

---

il rapporto del 1934, le frequenze delle gravidanze per le primipare risultano, invero, più che triple di quelle date nella pubblicazione definitiva.

TAVOLA XVIII

	BIANCHE Dati pubblicati nel [1]				NEGRE Dati pubblicati nel [1]			
	1939	1934	1933	1932	1939	1934	1933	1932
PRIMIPARE								
Gravidanze								
a) per 100 ovulazioni (F_0)	[2]) (*7,8*)	*25,26*	—	—	(*6,6*)	*25,31*	—	—
b) per 100 anni (F_a)	110.3	[2])(439.3)	—	—	92.4	(440.5)	—	—
Numero delle donne	**4662**	**932**	—	—	**721**	**166**	—	—
PLURIPARE								
Gravidanze								
a) per 100 ovulazioni (F_0)	(*5,9*)	*8.69*	—	—	(*6,4*	*10,15*	—	—
b) per 100 anni (F_a)	81.9	(123.7)	—	—	89.3	(146.9)	—	—
Numero delle donne	**5925**	**1288**	—	—	**1721**	**403**	—	—
COMPLESSIVAMENTE								
Gravidanze								
a) per 100 ovulazioni (F_0)	[3]) (*6,2*)	*15,03*	*5,8*	(*5,7*)	(*6.5*)	*14,57*	*6.2*	(*6.0*)
b) per 100 anni (F_a)	(85.7)	(230,0)	(80,0)	78,01	89,6	(221,6)	(85.9)	83,02
Numero delle donne	**10587**	**2280**	**855**	**855**	**2442**	**569**	**388**	**388**

(1) I dati del 1939 sono desunti da *The Natural History*, tavole XVI, XIII e XV, pagg. 334, 331 e 333; i dati del 1934 da « Human Biology », maggio 1934, tavole 16, 18, 19, 9, 10, pagg. 388 393, 395, 376, 377; i dati del 1933 dalla comunicazione presentata alla riunione dell'Istituto Internazionale di Statistica a Messico, tavola 6 a pag. 222; i dati per il 1932 da « Human Biology », settembre 1932, tavola 7 a pag. 402.

(2) Quando il PEARL ha pubblicato la frequenza per 100 ovulazioni, io ho calcolato anche quella per 100 anni di esposizione e, viceversa, quando egli ha pubblicato la frequenza per 100 anni di esposizione, io ho calcolato anche quella per 100 ovulazioni. Per tali riduzioni, mi sono servito della formula

$$F_0 = \frac{1}{\frac{13}{F_a} + 1}$$

supponendo che il PEARL abbia applicato la (1), come egli dichiara di aver fatto I risultati non avrebbero sensibilmente variato se, per tali riduzioni, mi fossi servito della formula

$$F_0 = \frac{1}{13} F_a$$

supponendo che il PEARL, invece della formula (1), avesse applicata la (III). (Per queste formule vedi nota (1) a pag. 221). Le cifre da me calcolate sono sempre poste tra parentesi.

(3) La frequenza per il complesso delle primipare e delle pluripare secondo la rilevazione definitiva del 1939, rappresenta la media ponderata della frequenza per le pluripare e della frequenza per le primipare, assumendo come pesi i rispettivi periodi di esposizione dati dal PEARL alla tavola XV, pag. 333 del suo volume.

(1) Cfr. *Prime ricerche*, ecc., pag. 342; *Nuove ricerche*, ecc., pag. 294; *Decline in the Birth Rate*, ecc., pag. 13 dell'estratto.

dei dati. Così non risulta che il Pearl abbia escluso dal periodo di esposizione le interruzioni di coabitazione dei coniugi superiori a una certa durata, come hanno fatto la Stix e il Notestein. D'altra parte, per il Pearl, il periodo di esposizione termina col parto avvenuto nella clinica ostetrica [1], mentre, per Stix e Notestein, esso si prolunga dopo l'ultimo parto sino al contatto con la clinica neo-malthusiana [2]. La prima circostanza tende a far apparire i coefficienti di Pearl più bassi, e la seconda a farli apparire più alti di quelli di Stix e Notestein; le due circostanze in parte quindi si neutralizzano e verosimilmente, nel complesso, non perturbano in modo essenziale i risultati. In ogni caso, però, è da presumere che i dati relativi ad elaborazioni alle quali ha partecipato la Stix, siano tra loro comparabili.

Certamente una diversa fecondità, anche tra gruppi di popolazioni affini, non può escludersi e, per esempio, può apparire

---

(1) Nella discussione teorica, che è fatta nei successivi §§ 12–21, dell'influenza che sui risultati del procedimento esaminato esercita la durata del periodo di osservazione, si è avuto di mira particolarmente il procedimento del Pearl, tanto più che solo in seguito, leggendo il volume *Controlled Fertilitv*, ci siamo accorti di questa differenza, non avvertita da Stix e Notestein, che, in confronto al procedimento del Pearl – che essi dichiarano di seguire (vedi, in proposito, i passi già citati in nota (2) a pag. 233) – presenta il procedimento da essi in realtà seguito. Ma l'obbiezione sussiste anche per il procedimento di Stix e Notestein.

(2) Stix e Notestein seguivano le pazienti anche per il periodo successivo al contatto con la clinica neo-malthusiana fino all'intervista con una visitatrice a ciò delegata (cfr. articolo in « Milbank Mem. Fund Quart. », gennaio 1939, pag. 71 e aprile 1941, pag. 172, e *Controlled Fertility*, pag. 168); ma il periodo preso in considerazione per lo studio delle donne che non fanno uso delle pratiche contraccettive finisce al contatto con la clinica neo-malthusiana (cfr. articolo in « Milbank Mem. Fund Quart. », aprile 1935, pag. 162 e *Controlled Fertility*, op. cit., pag. 171).

Questa differenza tra il procedimento di Pearl e quello di Stix e Notestein ha certamente influenza sulla determinazione dei coefficienti di fecondità delle pluripare; ma dovrebbe averne anche sulla determinazione dei coefficienti di fecondità delle primipare, in quanto, tra le donne che hanno ricorso alle cliniche neo-malthusiane, ve ne sono certo che avevano avuto un solo figlio, e, d'altra parte, l'intervallo tra il primo parto e il contatto con la clinica dovrebbe essere compreso nel periodo dell'esposizione al rischio, se, come dicono gli autori, ai fini della misura della fecondità naturale delle donne che non hanno fatto uso di pratiche contraccettive, il periodo di esposizione termina sempre con tale contatto.

naturale che le partorienti delle cliniche ostetriche mostrino una fecondità, entro certi limiti, minore delle madri che hanno fatto ricorso alle cliniche neo-malthusiane, queste verosimilmente presentando in media un'alta prolificità [1] e quelle una fecondità più bassa del normale. D'altra parte, però, non può non colpire il fatto che le differenze riscontrate tra razze diverse, come i bianchi e i negri, e tra confessioni diverse (che a Bronx corrispondono in generale a diversità di razza, gli ebrei essendo in gran parte russi o polacchi o rumeni di prima ovvero di seconda generazione, i cattolici generalmente italiani di nascita o figli di italiani e i protestanti presumibilmente tedeschi o britannici o nordici) [2] risultano di piccolo momento rispetto alle differenze che si riscontrano tra razze analoghe per località diverse. Le differenze sembrano dunque dipendere essenzialmente da fattori connessi alle varie località o alle cliniche considerate.

Una certa influenza può esercitare la maggiore o minore diffusione delle pratiche contraccettive. Se è vero, come generalmente si ritiene, che queste sono più diffuse fra le madri più prolifiche [3], le donne che non hanno mai fatto ad esse ricorso verranno a rappresentare il frutto di una selezione negativa per ciò che concerne la fecondità, selezione tanto più severa quanto più le pratiche contraccettive sono diffuse.

Se non che le differenze nella frequenza delle pratiche contraccettive non si avverano nel senso che sarebbe necessario per render conto delle discordanze riscontrate tra i coefficienti di fecondità, in quanto la percentuale delle primipare, che avevano fatto uso di tali pratiche prima di consultare la clinica, risulta massima per Bronx e discende poi nell'ordine seguente: Cincinnati, Spartanburg bianche, Spartanburg negre [4].

---

(1) Questa è anche la conclusione della STIX. Cfr. articolo in « Milbank Mem. Fund Quart. », aprile 1941, pag. 176.

(2) Cfr. le notizie date in proposito da STIX e NOTESTEIN, articolo dell'aprile 1935, pag. 163 e *Controlled Fertility*, op. cit., pag. 12.

(3) Cfr. il nostro articolo *Sur la mesure de l'efficacité des pratiques anticonceptionnelles*, in « Revue de l'Institut Int. de Statistique », 1942 nn. 1-2, pagg. 5-9, e quello di P. K. WHELPTON e C. V. KISER, *The Planning of Fertility*, in « Milbank Mem. Fund Quart. », gennaio 1947, pagg. 64-79.

(4) Vedi il citato articolo *Sur la mesure de l'efficacité*, ecc., tav. XIV, a pag. 32.

L'inatteso risultato si può forse spiegare col fatto che è vero bensì che in generale le pratiche contraccettive sono più diffuse tra le donne più prolifiche, che maggiormente sentono il peso della figliolanza; ma questo non è necessariamente vero nei primi tempi del matrimonio e particolarmente prima di avere il primogenito, essendo anzi possibile che le donne, le quali fin da allora ricorrono a pratiche contraccettive, sieno psicologicamente o fisiologicamente meno atte alla riproduzione [1].

Anche la diversa frequenza delle concezioni pre-matrimoniali può esercitare una influenza analoga, in quanto come ho già notato [2], esse si devono verificare con maggiore frequenza nelle coppie più prolifiche e quindi, escludendole (come è da credere si sia fatto in tutto o in parte nelle rilevazioni americane in questione, data l'impossibilità di stabilire per esse il periodo di esposizione al rischio) [3], si esercita pure una selezione negativa rispetto alla fecondità.

Tale frequenza è nota solo per Bronx ed è d'altra parte molto bassa (34 primipare con concepimenti prenuziali contro 540 con concepimenti post-nuziali) [4].

L'età al matrimonio può essere, infine, una circostanza atta a spiegare in qualche misura le differenze tra i coefficienti di fecondità di vari gruppi di popolazione, ma essa pure non varia nel senso che sarebbe atto a spiegarle nel caso nostro. L'età al matrimonio risulta infatti più alta per le donne di Bronx (21,8 anni), a cui seguono quelle di Cincinnati con 19,8 anni, e quindi le bianche (18,8) e da ultime le negre (18,2) di Spartanburg [5].

Le circostanze accennate sembrano però inadeguate a spiegare le forti differenze riscontrate ed alcune, anzi, come si è detto, ne

---

(1) Vedi, anche su questo punto, l'articolo *Sur la mesure de l'efficacité* ecc., particolarmente a pag. 31. Sembrerebbero però deporre in senso contrario i risultati di Whelpton e Kiser per Indianopolis. (Vedi articolo citato del gennaio 1947, p. 66). Sulla loro interpretazione, vedi più innanzi § 15, pagg. 282-283.

(2) Cfr. sopra pag. 237 e *Nuove ricerche*, ecc., pag. 320. Vedi anche, nello stesso senso, l'articolo sopra citato di Whelpton e Kiser dell'aprile 1948, p. 223.

(3) Vedi, in proposito, quanto è detto a pag. 254.

(4) Vedi Stix e Notestein, *Controlled Fertility*, pag. 171.

(5) Cfr. Stix, articolo in « Milbank Mem. Fund Quart. », aprile 1941, pag. 177.

accentuano il significato. Pare pertanto opportuno ricercare qualche altra circostanza che ne renda conto o, quanto meno, contribuisca a renderne conto.

* * *

12. Circostanza che può avere decisiva influenza è la diversità che le categorie di madri esaminate presentano rispetto alla durata media del periodo durante il quale sono state in osservazione e rispetto alla variabilità di tale durata.

Il rapporto delle gravidanze al numero delle ovulazioni durante le quali le donne fecondate sono state esposte alla fecondazione, rapporto da cui, secondo il procedimento adottato dal Pearl, viene desunta la misura della fecondità, può riguardarsi infatti come una media ponderata dei rispettivi rapporti, classificati secondo il numero delle ovulazioni che la durata del periodo di esposizione comprende.

Secondo che il periodo di esposizione ha compreso $1, 2, 3, \ldots, n$ ovulazioni, il rapporto delle gravidanze alle ovulazioni sarà infatti

$$= 1, \frac{1}{2}, \frac{1}{3}, \ldots, \frac{1}{n} \qquad (1)$$

Supponiamo ora che un gruppo di m coniugate, che sono state tutte fecondate, sia rimasto in osservazione per un periodo che comprende n ovulazioni.

Qualora si ammetta che la fecondità sia, per tutte le donne, $= p$ e che, per ognuna, essa rimanga costante nel tempo e qualora si prescinda dalla mortalità e dalle migrazioni, il numero delle gravidanze sarà, per i periodi rispettivi,

$$= m\,p,\ m\,(1-p)\,p,\ m\,(1-p)^2\,p,\ \ldots,\ m\,(1-p)^{n-1}\,p$$

e il numero delle ovulazioni durante le quali le donne sono state esposte alla fecondazione sarà rispettivamente:

$$m\,p,\ 2\,m\,(1-p)\,p,\ 3\,m\,(1-p)^2\,p,\ \ldots,\ n\,m\,(1-p)^{n-1}\,p \qquad (2)$$

La fecondità delle donne fecondate, negli n periodi, desunta dal numero delle gravidanze ragguagliato al numero delle ovula-

zioni, secondo il metodo adottato dal Pearl [1], è data allora dalla formula:

$$F_n = \frac{p + (1-p)\,p + (1-p)^2\,p + \ldots + (1-p)^{n-1}\,p}{p + 2\,(1-p)\,p + 3\,(1-p)^2\,p + \ldots + n\,(1-p)^{n-1}\,p} \quad (3)$$

che equivale ad una media ponderata dei termini della (1) coi rispettivi pesi forniti dalla (2).

Quando i matrimoni sono stati in osservazione per un periodo che comprende n ovulazioni, F_n non può evidentemente assumere un valore inferiore a $\frac{1}{n}$ e, in generale, F_n non è indipendente dal periodo durante il quale i matrimoni sono stati in osservazione, ma è da attendersi che, a parità di altre condizioni, assuma un valore tanto più alto, quanto più tale periodo è stato breve. Solo per n molto grande (in teoria solo per n infinitamente grande) F_n verrebbe a corrispondere a p, dando così la esatta misura della fecondità che si vuol determinare.

D'altra parte, anche quando le durate medie dei periodi di osservazione risultassero le stesse, non perciò si potrebbe concludere che i coefficienti di fecondità ottenuti fossero rigorosamente comparabili, poichè sui loro valori influisce, non solo la durata media dei periodi di osservazione, ma anche la variabilità delle loro durate. Si dimostra infatti che, supposto p identico in due gruppi ugualmente numerosi di donne e in entrambi costante durante tutto il periodo di osservazione, il coefficiente di fecondità risulta maggiore se, per entrambi i gruppi, il periodo di osservazione comprende n ovulazioni che se in un gruppo comprende $n + k$ e nell'altro $n - k$ ovulazioni [2]. Qualora i matrimoni delle donne esaminate in una località fossero stati osser-

---

(1) Da questo punto di vista, come già ho avvertito, il procedimento adottato da Stix e Notestein e dalla Stix differisce da quello di Pearl, in quanto questo considera le madri per il periodo della loro vita matrimoniale che va fino all'ultima gravidanza registrata, e quelli, invece, anche per il periodo ulteriore che arriva sino alla data del contatto con la clinica neo-malthusiana (vedi, in proposito, quanto è detto a pag. 266).

(2) Nel primo caso, il coefficiente di fecondità è dato dalla (3) che si può mettere anche sotto la forma

$$F_n = \frac{p\,[1 - (1-p)^n]}{1 - (np + 1)\,(1-p)^n}; \quad (4)$$

vati per durate più uniformi di quelli delle donne di un'altra località, ciò avrebbe dunque per effetto, a parità di altre circostanze, una più alta media aritmetica della fecondità nella prima località, anche se le durate medie di osservazione fossero uguali per le due località.

* * *

12 *bis*. Un'altra inchiesta è stata compiuta in America negli ultimi anni collo scopo di illustrare i fattori sociali e psicologici che influiscono sulla fertilità della donna.

Essa si è svolta sotto la direzione di un Comitato presieduto da L. J. Reed ed i suoi risultati sono in corso di pubblicazione in una serie di articoli su « The Milbank Mem. Fund Quart. ». Tra gli anni 1943 e 1948, otto articoli sono apparsi, dovuti a P. K. Whelpton e C. V. Kiser, membri del detto Comitato, e a R. B. Reed (1). I dati, raccolti nel 1941–42, riguardano 1.080 coppie della città di Indianopolis di razza bianca, di religione protestante, sposatesi nel triennio 1927–1929 – lo sposo avendo meno di 40 anni e la sposa meno di 30 anni, entrambi essendo celibi e avendo compiuto almeno le 8 classi elementari – residenti, dopo il matrimonio, per gran parte del tempo in una grande città.

Questo materiale non presenta gli inconvenienti di quello raccolto da Pearl, Stix e Notestein e avrebbe potuto portare, se elaborato integralmente e correttamente, a dati conclusivi. Se non che gli autori, in talune delle loro ricerche (articolo del gennaio 1947), si sono limitati ad elaborarne la parte che si riferisce alle « coppie relativamente feconde », eliminando le « coppie relativamente sterili ». Sono considerate relativamente sterili le coppie che, pur non ricorrendo abitualmente a pratiche contraccettive,

---

nel secondo, dalla formula

$$F_{\bar{n}} = \frac{p\,[2 - (1-p)^{n+k} - (1-p)^{n-k}]}{2 - [(n+k)\,p + 1]\,(1-p)^{n+k} - [(n-k)\,p + 1]\,(1-p)^{n-k}} \qquad (5)$$

Si mostra facilmente che è $F_n > F_{\bar{n}}$

(1) Vedi *Social and Psychological Factors affecting Fertility*, numeri di luglio 1940, gennaio 1944, luglio e ottobre 1945, gennaio e ottobre 1947. I dati che maggiormente interessano per il nostro argomento sono contenuti nell'articolo del gennaio 1947, già citato alla nota 3 a pag. 63 ed in quello dell'aprile 1948 citato nella nota (2) di pag. 268.

non avevano ancora, dopo 24 mesi, avuto figli o, avendo avuto in passato da uno a tre figli, non ne avevano avuti più da 36 mesi. In tal modo, a differenza di quanto avveniva nelle rilevazioni di Pearl, Stix e Notestein, vengono considerate, nel computo del periodo di esposizione, anche una parte delle coppie che non hanno avuto figli, ma altre vengono escluse; è quindi da attendersi che il materiale così elaborato da Whelpton e Kiser presenti in generale gli stessi inconvenienti di quello di Pearl, Stix e Notestein, ma in misura meno accentuata.

Non vanno soggette a questa critica le elaborazioni fatte da Whelpton e Kiser nell'ultimo articolo (aprile 1948) in cui vengono considerate tutte le coppie, ma disgraziatamente, al fine di misurare la fecondità delle primipare, delle secondipare, ecc., essi sono caduti nello stesso errore di Pearl, Stix e Notestein, considerando solo i periodi di esposizione delle coppie che hanno avuto figli.

***

13. Noi non conosciamo, per nessuna clinica, la durata media dei periodi durante i quali sono state osservate le coppie che non hanno fatto uso di pratiche contraccettive.

Se tutte le donne di un gruppo fossero state esposte alla fecondazione dal principio del matrimonio e fossero entrate tutte in contatto con la clinica dopo la stessa durata di matrimonio, il periodo di osservazione sarebbe misurato, per le primipare, dalla durata del matrimonio al contatto con la clinica. Se, come avviene nelle ricerche degli autori americani, le donne vengono in contatto con la clinica dopo durate di matrimonio diverse, si potrà prendere la durata media del matrimonio al detto contatto come misura della durata media del periodo di osservazione per le primipare. Per le pluripare, il periodo di osservazione è evidentemente più corto, perchè questo non comincia con il matrimonio, ma con la ripresa delle ovulazioni dall'ultima gravidanza; ma, più la durata del matrimonio al contatto con la clinica è lunga, più sarà lungo in media il periodo durante il quale le pluripare sono state in osservazione.

Ma noi non conosciamo, per nessun gruppo di donne che non hanno fatto ricorso a pratiche contraccettive, la durata media del matrimonio al contatto con la clinica. Per le donne di Bronx,

Cincinnati e Spartanburg, noi possiamo calcolare soltanto la durata media del matrimonio di una pluripara, che non ha fatto uso di pratiche contraccettive, ad una fecondazione avvenuta prima del contatto con la clinica [1]. Per le donne ricoverate nelle cliniche degli ospedali [2], il Pearl indica la durata media del matrimonio al parto delle pluripare che non hanno fatto uso di pratiche contraccettive, dalla quale converrà dedurre 9 mesi per avere la durata media approssimata per difetto (dato che non tutti i parti erano a termine) del matrimonio alla rispettiva fecondazione. È però evidente che detta durata media del matrimonio ad una fecondazione intervenuta prima del contatto con la clinica varia, nella media dei casi, nello stesso senso della durata media del matrimonio al contatto con la clinica e, per conseguenza, anche nello stesso senso della durata media del periodo di osservazione.

Noi possiamo dunque considerare la durata media del matrimonio di una pluripara (che non ha fatto uso di pratiche contraccettive) ad una fecondazione avvenuta prima del contatto con la clinica come un indice approssimativo della durata del periodo di osservazione, e questo tanto per le primipare che per le pluripare del gruppo considerato. Abbiamo d'altronde modo di verificare tale nostra conclusione. Dagli articoli di Stix e Notestein e della Stix è possibile infatti desumere la durata media del matrimonio al primo contatto con la clinica [3] che si può ritenere praticamente coincidente col periodo di esposizione delle primi-

---

(1) In base ai dati sui parti delle pluripare che hanno avuto contatto con la clinica, classificati secondo la durata del matrimonio alla precedente fecondazione, dati pubblicati nel volume *Controlled Fertility*, tavola 12 a pag. 37 e in « The Milbank Mem. Fund Quarterly », gennaio 1939, tavola 4, pag. 78; luglio 1940, tavola 1, pag. 243; aprile 1941, tavola 1, pag. 179. Per tale calcolo, si è supposto che i matrimoni che vennero classificati nella categoria 0-4 anni di durata avessero una durata media di 2 anni; quelli della categoria 5-9 anni, una durata media di 7 anni; quelli della categoria 10-14 anni, una durata media di 12 anni e quelli, infine, della categoria 15-29 anni, una durata media di 20 anni.

(2) *The Natural History*, ecc., tavola XIV, pag. 332.

(3) Cfr. « Milbank Mem. Fund Quart. », aprile 1935, pag. 163; gennaio 1939, pag. 74; e l'estratto degli articoli della Stix del 1939, pag. VI dell'Introduzione. Vedi ancora « American Journal of Obstetrics and Gynecology », agosto 1941, pag. 297.

pare che hanno o non hanno usato pratiche contraccettive. I dati sono indicati alla colonna 2 della tavola XIX. Essi comprendono i casi patologici. A fianco indichiamo le durate medie del matrimonio da noi calcolate [1] ad una fecondazione di una pluripara che ha o non ha fatto uso di pratiche contraccettive. Le variazioni delle due serie sono quasi sempre concordanti.

TAVOLA XIX.

Relazione fra la durata media del matrimonio al primo contatto con la clinica e la durata media del matrimonio ad una fecondazione di una pluripara (per tutte le donne).

(1)	DURATA MEDIA DEL MATRIMONIO: al primo contatto con la clinica (2)	DURATA MEDIA DEL MATRIMONIO: ad una fecondazione di una pluripara (3)
Cincinnati : famiglie sussidiate	9,9	6,7
Cincinnati : lavoratori manuali	9,0	6,5
Cincinnati : totale delle famiglie	8,8	6,4
Bronx	8,5	5,7
Spartanburg: negre	circa 8	6,2
Cincinnati : lavoratori intellettuali	6,3	5,0

Da ciò noi dovremo attenderci che i coefficienti di fecondità, determinati dagli autori americani per le primipare che non hanno fatto uso di pratiche contraccettive, siano più bassi quando le pluripare hanno partorito dopo una durata di matrimonio più lunga.

È quanto mette in evidenza la tavola XX.

La tavola è divisa in due parti: nella prima sono inclusi, nella seconda sono esclusi i casi patologici. In entrambe, il confronto dei dati delle colonne 3 e 4 mostra come vi sia, nel complesso, una nettissima relazione negativa tra i dati delle due serie.

Nella prima parte, vi è una sola eccezione per le donne di Spartanburg, tra le quali le negre, pur presentando una durata

(1) In base ai dati contenuti nel volume *Controlled Fertility*, tavola III a pag. 184 e in « Milbank Mem. Fund Quart. », gennaio 1939, pagg. 78 e 85 e aprile 1941, pagg. 179 e 182.

media del matrimonio più breve, hanno un coefficiente di fecondità leggermente inferiore alle bianche; la discordanza dipende dalla maggiore importanza che tra le negre, in confronto alle bianche, assumono i casi patologici, ed effettivamente essa scompare nella seconda parte della tavola.

In questa, però, vi è pure una eccezione, in quanto Cincinnati presenta una durata di matrimonio più breve e una fecondità più bassa di Spartanburg; ma l'eccezione si spiega con varie circostanze. Anzitutto, la maggiore durata del periodo di osservazione per Spartanburg in confronto a quello per Cincinnati non corrisponde che in parte ad una maggiore durata del periodo di esposizione ed in parte invece dipende dalla diversa lunghezza del periodo di amenorrea (1). In secondo luogo, pare che la eliminazione dei casi patologici sia stata più severa a Spartanburg che a Cincinnati, a Spartanburg essendosi esclusi anche i casi in cui l'uno o l'altro dei coniugi era affetto da sifilide o pellagra (2). Infine, ammesso che queste circostanze non bastassero a spiegare la discordanza, non potrebbe sorprendere che le donne di un piccolo centro, come Spartanburg, appartenenti a famiglie in buona parte agricole, risultassero più feconde delle donne di una grande città, come Cincinnati. D'altra parte, è pur verosimile che le differenze tra la fecondità degli altri gruppi di popolazione non dipendano solo dalla diversa durata del periodo di osservazione (3); ma possiamo, in ogni modo, riguardare come certo che ne dipendono in qualche parte.

---

(1) La Stix ci dice che il periodo medio di amenorrea per gravidanza è a Cincinnati di 4,5 mesi e a Spartanburg di 6,1 mesi per le bianche, e di 4,9 mesi per le negre (cfr. « Milbank Mem. Fund Quart. », luglio 1940, tavola 3 a pag. 246). Queste medie si riferiscono a tutte le donne, non solo a quelle che non fanno ricorso a pratiche contraccettive; ma la stessa Stix ci dice (nota (16) a pag. 245) che la durata è presso a poco la stessa quando si è fatto o non si è fatto ricorso a dette pratiche. Siccome però non si conosce il numero medio delle gravidanze avute dalle donne delle varie città (salvo per Cincinnati, per cui risulta = 4,01, cfr. articolo in « Milbank Mem. Fund Quart. », gennaio 1939, pag. 74), non è possibile calcolare la durata complessiva, per matrimonio, dei periodi di amenorrea.

(2) Cfr. Stix, articolo in « Milbank Mem. Fund Quart. », aprile 1940, pag. 142. Le donne sifilitiche risultano meno feconde (cfr. articolo della stessa Stix in « American Journal of Obstetrics and Ginecology », agosto 1941).

(3) È in particolare da ritenersi per certo che le partorienti delle cli-

I dati per Indianopolis sono di natura diversa da quelli delle cliniche raccolti da Pearl, Stix e Notestein, in quanto si riferiscono alle donne della popolazione generale, nè è nota, per queste, la durata media del matrimonio alla data in cui esse sono venute a contatto con gli osservatori o alla data in cui hanno avuto una nascita. Si sa in compenso la lunghezza del periodo di osservazione, trattandosi di dati raccolti nel 1941-42 riguardanti coppie sposatesi nel 1927-29. Esso è dunque di 12-15 anni, certo molto superiore a quello delle ricerche delle cliniche, per quanto ancora insufficiente ad eliminare completamente gli inconvenienti che derivano dal trascurare i periodi di esposizione delle coppie che non hanno avuto figli [1]. Ciò spiega il coefficiente relativamente basso (7,8 gravidanze per 100 ovulazioni) trovato per le primipare che non hanno fatto mai uso di pratiche contraccettive, più

niche ostetriche avessero una fecondità al di sotto del normale e ancor più al di sotto di quella delle donne particolarmente feconde (cfr. pagg. 266-67) che avevano ricorso alle cliniche neo-malthusiane. Se, come è possibile (cfr. pag. 268), le spose che si dedicano alle pratiche contraccettive prima di aver avuto il primogenito hanno una fecondità subnormale, la maggiore percentuale che esse rappresentano a Bronx in confronto a Cincinnati e a Cincinnati in confronto a Spartanburg deve far attendere, tra le donne che non si dedicano a pratiche contraccettive, una fecondità più alta per le primipare di Bronx, intermedia per quelle di Cincinnati, e bassa per quelle di Spartanburg. È poi probabile, come ho già avvertito altra volta (cfr. l'articolo *Sur la mesure de la fecondité naturelle* ecc., pag. 13), che le donne di Bronx fossero più feconde di quelle di Cincinnati e di Spartanburg. Le prime infatti erano per metà immigrate e per il resto prevalentemente figlie di immigrati, mentre quelle di Cincinnati e di Spartanburg erano in grandissima maggioranza native (cfr. articolo di Stix in « Milbank Mem. Fund Quart. », aprile 1941, pagg. 173-174).

Tanto più avrebbero dovuto ammettere – in base ai coefficienti trovati per le donne che abitualmente non facevano ricorso a pratiche contraccettive – la maggiore fecondità naturale nelle donne di Bronx gli autori dell'inchiesta, che non avvertivano l'influenza perturbatrice della durata del matrimonio. Nel volume *Controlled Fertility*, tale maggiore fecondità naturale è riconosciuta esplicitamente (pagg. 41-42), così che non si comprende come, nel successivo articolo in « Milbank Mem. Fund Quart. » dell'aprile 1941, la Stix affermi che le differenze tra i coefficienti di fecondità dei quattro gruppi di donne considerate (Bronx, Cincinnati, Spartanburg bianche e Spartanburg negre), non possano in nessun modo riguardarsi come dovute a differenze in una « capacità biologica » (pag. 180).

(1) E' da ritenersi che sia a tal fine necessario un periodo di osservazione di almeno 15-20 anni. Cfr. più innanzi pag. 220.

basso, così, di quello trovato per tutte le cliniche neo-malthusiane e presso a poco uguale a quello risultante per le bianche delle cliniche ostetriche, che verosimilmente (cfr. pag. 266-67) presentano una fecondità subnormale.

Concludendo appare nettamente confermata, dai confronti eseguiti in questo paragrafo, la correlazione negativa tra la lunghezza del periodo di osservazione e fecondità delle primipare che non hanno fatto uso di pratiche contraccettive, quando questa viene misurata col metodo sopra criticato adottato da Pearl, Stix, Notestein e, a volte, da Whelpton e Kiser.

TAVOLA XX.

Relazione tra la durata media del matrimonio alla fecondazione di una pluripara e il coefficiente di fecondità delle primipare (donne che abitualmente non facevano uso di pratiche contraccettive).

CASI PATOLOGICI	Cliniche neo-malthusiane o cliniche ostetriche degli ospedali di	Prime gravidanze per 100 ovulazioni	Durata media del matrimonio in anni ad una fecondazione di una pluripara
(1)	(2)	(3)	(4)
inclusi	Bronx	18,9	4,6
	Cincinnati	12,1	5,1
	Spartanburg { donne negre	11,5	6,0
	Spartanburg { donne bianche	11,7	6,6
esclusi	Bronx	20,9	4,3
	Cincinnati	13,5	5,3
	Spartanburg { donne negre	14,3	5,9
	Spartanburg { donne bianche	13,9	6,6
	26 città { donne bianche	8,1	almeno 6,6
	26 città { donne negre	6,9	almeno 6,8

* * *

14. Ora, quale influenza può aver esercitato la diversa durata del periodo di osservazione sui confronti tra la fecondità delle varie classi sociali?

Ecco le durate medie, in anni, del matrimonio alla fine della gravidanza delle pluripare, che non hanno fatto uso di pratiche contraccettive, fornite dal Pearl per le cliniche ostetriche [1].

TAVOLA XXI.

FAMIGLIE	BIANCHE	NEGRE
Poverissime	8,49	8,00
Povere	7,14	6,92
Di condizione economica intermedia	6,39	6,57
Benestanti o ricche	5,88	—

Ed ecco le durate medie in anni ad una fecondazione delle pluripare che non hanno fatto uso di pratiche contraccettive che si possono calcolare sui dati della Stix per Cincinnati [2]

Famiglie sussidiate	6,3
Famiglie non sussidiate:	
Lavoratori manuali	5,1
Lavoratori intellettuali	2,7

e su quelli di Stix e Notestein per Bronx [3].

Lavoratori manuali	4,6
Lavoratori intellettuali	4,5

Vi è, in tutte le tabelle, una diminuzione più o meno forte della durata passando dalle classi più basse alle più alte. È dunque autorizzata la supposizione che, se avessimo disposto di dati esat-

(1) Cfr. PEARL, *The Natural History*, tav. XIV, pag. 332.

(2) Si tratta dei dati fornitici dalla STIX e riportati alla tavola XII di questo articolo.

(3) Trattasi dei dati alla tav. III, pagg. 184-185 dell'opera citata *Controlled Fertility*.

tamente comparabili per ciò che riguarda la lunghezza dei periodi di osservazione, la fecondità delle classi sociali sarebbe risultata diversa, nel senso che le classi basse ne sarebbero riuscite avvantaggiate in confronto alle più elevate. Cercheremo più innanzi (cfr. pagg. 208–214) di valutare la portata di questa circostanza per Cincinnati e vedremo quanto essa sia forte.

* * *

15. La diversa lunghezza del periodo di osservazione può spiegare, o contribuire a spiegare, anche le differenze molto forti che la Stix ha riscontrato tra vari gruppi di madri, differenze che essa non ha completamente o soddisfacentemente spiegato.

Le primipare che si erano astenute da pratiche contraccettive per meno di 10 anni (Gruppo *B*), sia perchè il loro matrimonio al primo contatto con la clinica non aveva ancora tale durata, sia perchè esse avevano iniziato le pratiche contraccettive prima che un decennio fosse trascorso dal matrimonio, presentano una fecondità nettamente più elevata di quelle che continuarono a non usare le pratiche contraccettive per più di 10 anni di matrimonio (Gruppo *A*). E ciò sia a Cincinnati, dove la frequenza delle gravidanze per 100 ovulazioni è di 13,9 per il primo gruppo e di 10,5 per il secondo, sia a Spartanburg, tra le bianche (frequenza 16,1 contro 10,2) del pari che tra le negre (frequenza 17,0 contro 9,6) [1]. Ancora più alta (14,6 gravidanze per 100 ovulazioni) risulta a Cincinnati la fecondità delle primipare che si erano astenute da pratiche contraccettive per meno di 5 anni [2]. La dott. Stix attribuisce tali differenze di fecondità alla selezione, nel senso che le donne che adottano prima le pratiche contraccettive, sarebbero più feconde di quelle che le adottano dopo. [3] Che una differenza in tal senso vi sia, è certamente possibile; ma la circostanza pare inadeguata a spiegare differenze così forti [4].

---

(1) Cfr. « Milbank Mem. Fund Quarterly », luglio 1940, tavola 2, pag. 244. Sono esclusi i casi patologici.

(2) Cfr. « Milbank Mem. Fund Quart. », gennaio 1939, pag. 83.

(3) Cfr. « Milbank Mem. Fund Quart. », gennaio 1939, pagg. 80-81.

(4) Queste non si possono spiegare in ogni modo con una diversa frequenza dei rapporti sessuali. « In all these groups » – riconosce la Stix parlando delle donne di Cincinnati e di Spartanburg, – « for each reported frequency of coitus the [pregnancy] rates for women who turned to con-

È chiaro, in questo caso, che il periodo di osservazione per le primipare del gruppo *A*, supera sempre quello delle primipare del gruppo *B*, in questo essendo sempre minore e in quello sempre maggiore di 10 anni [1].

Ma ancora più forte, ed anzi addirittura strabiliante, è la differenza tra la fecondità che dimostrerebbero le primipare, le quali hanno sospeso le pratiche contraccettive temporaneamente allo scopo di avere figli, in confronto alle primipare che non ne hanno fatto uso abitualmente. Nelle prime, a Bronx, la fecondità, esclusi i casi patologici, sarebbe di 30,5 gravidanze per 100 ovulazioni, mentre nelle seconde sarebbe di 20,9 [2]. Stix e Notestein si confessano imbarazzati a darne la spiegazione a meno che, – essi soggiungono – « the difference, which in actual time does not exceed two months for each pregnancy, is attributable to the fact that in many marriages a certain amount of time elapses before complete entry takes place. For women who have never used contraceptives, this time is included in exposure while using no contraceptives, but for women who interrupt contraceptive

---

traception early were consistently – and, in most instances, significantly – higher than those of women who delayed its use » (« Milbank Mem. Fund Quart. », luglio 1940, nota 24 a pag. 254).

(1) È da osservarsi che, per le donne di Bronx, si verifica una differenza in senso inverso che per quelle di Cincinnati e Spartanburg, in quanto le primipare, che iniziarono le pratiche contraccettive entro il primo quinquennio di matrimonio, presentarono 20,6 gravidanze per 100 ovulazioni, mentre la percentuale risultò del 24,8 per quelle che iniziarono le pratiche solo dopo il primo quinquennio. (Cfr. Stix e Notestein, *Controlled Fertility*, pag. 43, nota (13)). Per una possibile spiegazione di tale divergenza, cfr. il nostro articolo già citato: *Sur la mesure de l'efficacité des pratiques anticonceptionnelles*, pagg. 30 e 33-34.

(2) In base ai dati del citato volume *Controlled Fertility* (tavola 28 a pag. 69). Nell'articolo precedentemente pubblicato in « Milbank Mem. Fund Quarterly », aprile 1935, tavola 3,, pag. 168, gli autori portavano dati alquanto diversi, da cui si possono calcolare le seguenti percentuali di gravidanze per 100 ovulazioni: 30,6 per le donne che hanno sospeso temporaneamente le pratiche contraccettive; 18,7 per quelle che non ne hanno mai fatto uso. Secondo queste, le differenze tra la fecondità delle due categorie di primipare sarebbero anche più forti. Gli autori non spiegano le modificazioni dei dati nè io sono riuscito a rendermi conto delle loro ragioni.

pratice it is included in exposure while using contraceptives [1] ». Due mesi – e anche molto meno – sono, però, evidentemente troppi per ottenere tale risultato. Una minore fecondità nel primo mese del matrimonio, in confronto al secondo, era già stata da me messa in evidenza ed in parte attribuita appunto alla verginità della sposa (in parte ai viaggi di nozze) [2] ; ma la verginità della sposa non può certo spiegare una così forte differenza, come quella che risulta dalle ricerche di Stix e Notestein tra donne che abitualmente non fanno ricorso a pratiche contraccettive e donne che le hanno sospese temporaneamente. Il numero dei concepimenti nel primo mese di matrimonio, invero, è sempre superiore al numero del secondo mese e questo, a sua volta, è superiore al numero del terzo, e, se non nel primo, nel secondo mese, poi, la fecondabilità risulta massima [3], cosicchè sembra assolutamente ingiustificato di supporre che le spose, anche se vergini (e, in America particolarmente, non tutte le spose lo sono), non sieno esposte al concepimento durante i due primi mesi, o anche durante il solo primo mese, del matrimonio.

La spiegazione si può, anche in questo caso, ricercare, almeno parzialmente, in quanto si è detto in precedenza. Per le primipare, infatti, che hanno avuto un primo periodo in cui hanno usato pratiche contraccettive, l'inizio dell'osservazione al con-

---

(1) Cfr. « Milbank Mem. Fund Quarterly », gennaio 1934, pagg. 64-65. e aprile 1935, pag. 170. Vedi, nello stesso senso, *Controlled Fertility*, pag. 70. Per verità, dalla tavola 28 a pag. 69 di detta opera la differenza risulta di 1,4 anzichè di due mesi, ma, da quanto diciamo nel testo, appare inammissibile che anche tale differenza possa essere spiegata con la circostanza adotta dagli autori. D'altra parte, la convenzione, adottata dagli autori, di calcolare sempre di un mese il periodo di esposizione prima del concepimento, anche se questo dovette manifestamente essere inferiore ad un mese (cfr. tavola 27 a pag. 68, nota (2)), tende ad esagerare l'intervallo medio e, poichè codesto caso si verifica più spesso quando le pratiche contraccettive sono state sospese temporaneamente, essa porta ad attenuare la differenza in parola, che in realtà è possibile fosse di quasi due mesi.

(2) Cfr. *Prime ricerche*, ecc., pagg. 320-323. Sul diverso comportamento nei periodi della guerra mondiale e del dopo-guerra, cfr. *Nuove ricerche*, ecc., pagg. 297-299. Questo argomento è ampiamente svolto nell'articolo già citato del prof. G. De Meo, *Sulle nascite dei primogeniti in Italia*. Cfr. particolarmente pagg. 121-131.

(3) Cfr. *Prime ricerche*, ecc., pagg. 318, 320-321 ; *Nuove ricerche*, ecc., pagg. 290, 298, 293.

cepimento non data dal matrimonio, ma dall'abbandono delle pratiche contraccettive, ed è quindi da attendersi che il periodo di osservazione sia in media più breve — e può essere molto più breve [1] — che per le donne che non hanno usato mai pratiche contraccettive.

La stessa circostanza deve pure perturbare i dati di Whelpton e Kiser sulle famiglie relativamente feconde ma meno fortemente, per quanto si è detto (vedi § 12 *bis*), di quelli di Stix e Notestein. Effettivamente la differenza tra la fecondità delle primipare che non hanno mai fatto uso di pratiche contraccettive e quella delle primipare che le hanno sospese risulta minore, i due coefficienti essendo rispettivamente di 14,0 e di 21,7 concepimenti per 100 ovulazioni [2].

Quanto più è lunga la durata dei matrimoni considerati, e tanto minore importanza assume, rispetto ad essa, l'intervallo tra il matrimonio e l'abbandono delle pratiche contraccettive e tanto minore è pertanto da attendersi la differenza tra la fecondità delle primipare che non avevano mai fatto uso delle pratiche contraccettive e di quelle che le avevano sospese: effettivamente dai dati di Indianopolis, relativi a tutte le famiglie tenute in osservazione per 12-15 anni, elaborati da Whelpton e Kiser in altro articolo con metodo analogo a quelli di Pearl, Stix e Notestein, risulterebbe una fecondità di 7,8 gravidanze per 100 ovulazioni per le primipare e di 10,0 per 100 ovulazioni per le secondipare [3].

---

(1) Secondo quanto è detto in una nota a pag. 62 dell'articolo di Stix e Notestein (« Milbank Mem. Fund Quart. », gennaio 1934), il periodo medio di esposizione sarebbe di 3 mesi; nel volume *Controlled Fertility*, esso è precisato in 2,6 mesi (cfr. tavola 28 a pag. 69). Bisogna naturalmente distinguere il periodo medio di esposizione dal periodo medio di osservazione. Nelle ricerche degli autori americani, il periodo in cui un gruppo di donne è stato in osservazione corrisponde al periodo massimo di esposizione delle donne fecondate e non al loro periodo medio di esposizione; ma si intende che, se il periodo medio di esposizione è stato di neppure 3 mesi, anche il periodo medio di osservazione non può essere stato lungo.

(2) Percentuali ricavate dai dati della tabella 13, pag. 100 dell'articolo sopra citato del gennaio 1947.

(3) Articolo citato dell'aprile 1948. I dati da cui le formule sono ricavati si trovano a pagg. 221-223.

In Europa, ricerche eseguite nelle cliniche dell'Infermeria Radcliffe di Oxford hanno trovato che il periodo di esposizione non era diverso per le madri che avevano in precedenza adottato pratiche contraccettive e per quelle che se ne erano sempre astenute [1]. Si tratta di dati ristretti, relativi a prime e seconde gravidanze (196 prime e 95 seconde). Il metodo è equivalente a quello di Pearl, Stix e Notestein in quanto non tiene conto tra le esposte al rischio, delle donne che non hanno concepito.

D'altra parte Whelpton e Kiser portano dati i quali possono interpretarsi nel senso che le donne più feconde più frequentemente adottano le pratiche contraccettive al principio del matrimonio. Effettivamente, tra le primipare « relativamente feconde » di Indianopolis, il 74,2% avevano adottato in precedenza pratiche contraccettive, mentre tra le « relativamente sterili » la percentuale era solo del 54,6% [2]. Ma i dati potrebbero anche prestarsi ad un'altra interpretazione. Se, come volgarmente si crede, le pratiche contraccettive danneggiano l'apparato riproduttore e diminuiscono la probabilità di ulteriori concepimenti, è verosimile che ciò si faccia sentire particolarmente sulle donne relativamente sterili, le quali perciò più frequentemente, dopo le pratiche contraccettive, non avrebbero figli, così che, tra quelle che, dopo aver usato di tali pratiche, avessero avuto figli, risulterebbero particolarmente frequenti le donne relativamente feconde.

Sotto tale aspetto, la questione se la fecondità delle donne che interrompono le pratiche contraccettive sia, durante il periodo della sospensione, maggiore o minore di quella delle donne che di tali pratiche non fanno uso abitualmente, è importante, non solo dal punto di vista teorico, ma anche dal punto di vista pratico. « Old wives » — scrivono Stix e Notestein — « maintain that women who have used contraceptives conceive less easily than those who have never used them » [3] e altrove ricordano « the long abused dictum that: " For each year of contraceptive practice an additional month is required to induce conception when pregnancy is planned " » [4]. Al che essi rispondono: « Our figures not only

(1) C. Scott Russell, *Human Fertitity*, in « The Lancet », 2 marzo 1946.
(2) Articolo del gennaio 1947, tav. 1 a p. 66.
(3) « Milbank Mem. Fund Quart. », gennaio 1934, pag. 62.
(4) « Milbank Mem. Fund Quart. », aprile 1935, pag. 172.

disprove this point, but seem to indicate the exact inverse of it ». Quanto è detto sopra mostra che, in realtà, i risultati ottenuti da Stix e Notestein, come quelli ricavati da altri autori, non autorizzano nessuna conclusione al riguardo e possono anche conciliarsi con una conclusione opposta.

* * *

16. La durata del matrimonio può avere influenza, non solo sulla determinazione della fecondità delle primipare, ma anche, per quanto in grado minore, su quella delle pluripare. Nel caso delle pluripare, invero, il periodo di osservazione non comincia con l'inizio del matrimonio, ma dopo, ad un intervallo d'altronde variabile ; è però da attendersi che, più è lunga la durata del matrimonio, e più sia lungo, in media, il periodo di osservazione.

Effettivamente, tra i risultati ottenuti per Bronx, per Cincinnati, per Spartanburg e per i 139 ospedali delle 26 città americane, notevoli differenze si notano anche nella fecondità delle pluripare, per quanto molto minori di quelle che abbiamo riscontrato per le primipare. La frequenza delle gravidanze per 100 ovulazioni risulta, invero, includendo i casi patologici : per Bronx = 7,8 ; per Cincinnati = 6,9; per Spartanburg, = 5,3 per le bianche e = 6,2 per le negre ; e, escludendo i casi patologici : per Bronx = 9,2 ; per Cincinnati = 7,1 ; per Spartanburg, donne bianche = 5,6; donne negre = 6,8 [1]. Per le cliniche ostetriche, dai dati delle quali sono pure esclusi i casi patologici, la percentuale risulta, per le donne bianche, = 6,1 e, per le donne negre, = 6,64 [2]; ma questi coefficienti, come già si è avvertito (vedi sopra, pagg. 227-228) non sono comparabili con quelli delle cliniche neo-malthusiane. Operando la correzione approssimativa ivi indicata, i coefficienti si riducono a 5,6 per le donne bianche e 6,57 per le negre, i quali tuttavia, come abbiamo pure spiegato, devono riguardarsi come approssimati per eccesso. Si passa quindi da un coefficiente di 9,2 a Bronx ad uno di meno di 5,6 per le bianche delle cliniche ostetriche. Si avverta che, anche se l'influenza

(1) Cfr. « Milbank Mem. Fund Quarterly », aprile 1935, tavola 3, pag. 168 ; luglio 1940, tavola 1, pag. 243 ; aprile 1941, tavola 1 a pag. 179 e il volume *Controlled Fertility*, tavola 24 a pag. 61.

(2) In base ai dati di Pearl, *Natural History ecc.*, tavola XVI, pag. 334.

dell'accennata circostanza perturbatrice risultasse completamente e non solo approssimativamente eliminata, tuttavia questi coefficienti, ottenuti sui dati di Pearl, non sarebbero esattamente comparabili con quelli di Stix e Notestein per il fatto che, come abbiamo avvertito in altro luogo (cfr. pag. 266), il periodo di esposizione al rischio per le pluripare termina, nell'inchiesta di Pearl, con la gravidanza, mentre, in quelle di Stix e Notestein, si prolunga sino al contatto con la clinica. Questa seconda circostanza perturbatrice tende essa pure a far apparire i coefficienti di Pearl relativamente più elevati, e verosimilmente non viene compensata dalla circostanza, la cui azione perturbatrice si esercita in direzione opposta, che Stix e Notestein eliminano dal periodo di esposizione le assenze di un coniuge che superano una certa durata (cfr., in proposito, nota [1] a pag. 235-236). È dunque da ritenere che, se fossero calcolati con metodi esattamente comparabili, i coefficienti ricavati da Pearl risulterebbero nettamente più bassi di quelli ottenuti per le varie cliniche neo-malthusiane di Bronx, Cincinnati e Spartanburg, mentre superiore è, per le pluripare di Pearl, la durata media del matrimonio ad una fecondazione (cfr., per tali durate, tavola XX). Anche più significativo è il confronto tra i dati delle tre popolazioni di Bronx, Cincinnati e Spartanburg, i quali sono certo, da questo punto di vista, comparabili: le differenze tra questi si avverano in senso contrario a quello delle durate medie dei matrimoni ad una fecondazione delle pluripare (cfr. pure tavola XX) [1].

Dividendo le pluripare in diversi gruppi secondo la durata del matrimonio, le differenze si riducono e, per le durate maggiori, quasi scompaiono (cfr., tavole XXIII e XXIV), ciò che è una riprova del fatto che, per il complesso delle pluripare, le differenze dipendono, parzialmente almeno, dalla diversa durata del matrimonio.

Gran parte delle differenze si possono — è vero — attribuire alla diversa importanza che assume il periodo di amenorrea, il quale, nel calcolo dei risultati sopra esposti, non era stato eliminato. Eliminando tale periodo, le differenze tra le donne di Cincinnati e di Spartanburg si riducono notevolmente, come la

---

(1) Per i vari gruppi religiosi di Bronx i coefficienti di fecondità delle pluripare variano in ragione inversa a quelli delle primipare, ma, riunendo primipare e pluripare, i coefficienti seguono in quest'ordine:

Stix ha bene messo in evidenza; escludendo i casi patologici, le gravidanze per 100 ovulazioni divengono infatti: per le donne di Cincinnati, = 10,2; per le bianche di Spartanburg, = 8,9; per le negre, pure di Spartanburg, = 10,2 [1]. Le differenze residue fra le donne di Cincinnati e le bianche di Spartanburg si avverano, in ogni modo, nel senso che la diversa durata del periodo di osservazione farebbe attendere, ed esse pure si attenuano ulteriormente quando le pluripare vengono distinte secondo la durata del matrimonio (cfr. tavola XXV).

Anche per le pluripare si nota una differenza fortissima, analoga a quella avvertita per le primipare, a seconda che esse non hanno fatto mai ricorso alle pratiche contraccettive oppure le hanno sospese solo temporaneamente. Escludendo i casi patologici, le prime hanno presentato a Bronx 9,2 e le seconde ben 28,2 gravidanze per 100 ovulazioni [2]. La Stix giustamente osserva [3] che, dal periodo di esposizione resta escluso, per le donne che

---

ebrei, protestanti (ed altre religioni), cattolici, che è il contrario dell'ordine della durata del matrimonio ad una gravidanza di una pluripara, come è messo in luce dalla tavola seguente.

TABELLA XXII

ORDINE DEL PARTO	GRAVIDANZE PER 100 OVULAZIONI DELLE DONNE CHE ABITUALMENTE NON FACEVANO USO DELLE PRATICHE CONTRACCETTIVE (esclusi i casi patologici)		
	Cattolici	Ebrei	Protestanti (ed altre religioni)
Primipare	18,0	20,0	16,4
Pluripare	8,3	6,8	9,7
Complessivamente	**11,2**	**12,7**	**12,3**
Durata media del matrimonio ad una gravidanza di una pluripara	*3,7*	*5,1*	*5,0*

(1) « Milbank Mem. Fund Quarterly », luglio 1940, tavola 4, pag. 248.

(2) In base ai dati del volume *Controlled Fertility*, tavola 28 a pag. 69; ancora maggiore risulterebbe la differenza in base ai dati della tavola 3 a pag. 168 dell'articolo della « Milbank Mem. Fund Quart. », aprile 1935, che porterebbe a percentuali di 7,8 e rispettivamente di 28,6 gravidanze per 100 ovulazioni.

(3) *Ibidem*, pagg. 168-169.

interrompono le pratiche contraccettive al fine di avere figli, il periodo di amenorrea, mentre questo è incluso per le donne che non hanno mai fatto ricordo a dette pratiche ; ma essa e Notestein esagerano quando ritengono che questa circostanza possa essere sufficiente a spiegare la differenza, che essi hanno trovato tra la fecondità delle due categorie di donne (1). Dai dati di Whelpton e Kiser per le famiglie relativamente feconde di Indianopolis, la differenza (pur rimanendo molto forte e superiore a quanto può attendersi per effetto del periodo di amenorrea) risulta, come era da attendersi dato il diverso metodo adottato nell'elaborazione, relativamente minore : il numero delle gravidanze per 100 ovulazioni è infatti di 7,5 per le pluripare che non avevano abitualmente fatto uso di pratiche contraccettive e di 16,8 per quelle che le avevano sospese temporaneamente (2). Per il complesso delle famiglie di Indianopolis, il metodo adottato è invece quello stesso di Pearl, ma, data la lunghezza del periodo di osservazione (12-15 anni), l'influenza perturbatrice della diversa durata che questo assume per le due categorie di pluripare risulta minore. I dati si riferiscono d'altra parte solo alle seconde gravidanze. Queste presentano una frequenza di 5,2 per 100 ovulazioni per le donne che abitualmente non avevano fatto ricorso a pratiche contraccettive e di 8,6 per quelle che le avevano sospese temporaneamente (3). L'ostacolo alla comparazione derivante dai periodi di amenorrea è stato in questo caso eliminato, non toglien-

---

(1) Cfr. articolo in « Milbank Mem. Fund Quart. », gennaio 1934, pagg. 65-66, e *Controlled Fertility*, pagg. 69-70. Effettivamente essi trovano una differenza nel periodo di esposizione al concepimento di 6,8 mesi (9,6 mesi per le donne che abitualmente non ricorrevano alle pratiche contraccettive e 2,8 mesi per quelle che le avevano sospese temporaneamente. (Cfr. *Controlled Fertility*, tabella 28 a pag. 69), mentre la durata del periodo di amenorrea (cfr. nota (1) a pag. 275 è risultata di mesi 4,5 a Cincinnati e di mesi 6,1 e 4,9 (rispettivamente per le bianche e per le negre) a Spartanburg, da cui va, ai fini del confronto coi 6,8 mesi, detratto un mese, già sottratto da Stix e Notestein dal periodo di esposizione.

(2) In base ai dati dell'art. cit., del gennaio 1947, tabella 13 a pag. 100. I periodi di esposizione sono rispettivamente di 11,9 e 5,1 mesi con una differenza assoluta di 6,8 mesi, uguale a quella trovata per le donne di Bronx (vedi nota precedente).

(3) Le percentuali sono state ricavate dai dati sulla durata del periodo di esposizione, contenuti a pag. 227 dell'articolo dell'aprile 1948.

doli dai periodi di esposizione della prima categoria di donne, ma aggiungendoli a quelli della seconda [1], cosicchè le differenze tra i coefficienti sopra indicati, dipendono o dalla diversa durata del periodo di osservazione o da una reale diversa fecondità delle due categorie di donne, fosse essa originaria oppure determinata dall'eliminazione dalla seconda categoria delle donne meno feconde per un effetto sterilizzatore delle pratiche contraccettive [2].

TAVOLA XXIII.

Fecondità matrimoniale delle pluripare che abitualmente non facevano uso di pratiche contraccettive (senza eliminare i periodi di amenorrea e compresi i casi patologici).

DURATA IN ANNI DEL MATRIMONIO	Bronx	Cincinnati	SPARTANBURG	
			Bianche	Negre
0–4	8,4	7,3	5,9	6,7
5–9	7,6	7,0	5,4	6,2
10–14	6,0	5,9	4,6	5,1
15–19	5,7 | 5,2	5,0	4,0	4,7
20–29	4,0 |			
COMPLESSIVAMENTE	**7,8**	**6,9**	**5,3**	**6,2**

TAVOLA XXIV.

Fecondità matrimoniale delle pluripare che abitualmente non facevano uso di pratiche contraccettive (senza eliminare i periodi di amenorrea ed esclusi i casi patologici).

DURATA IN ANNI DEL MATRIMONIO	Bronx	Cincinnati	Spartanburg	
			bianche	negre
0-4	9,2	7,6	6,2	7,3
5-9	9,2	7,3	5,8	6,7
10-14	8,6	6,1	4,8	5,7
15-29	9,6	5,3	5,4	5,4
COMPLESSIVAMENTE	**9,2**	**7,1**	**5,6**	**6,8**

(1) Cfr. lo stesso articolo a pag. 225.

(2) Vedi quanto è detto in argomento a pagg. 280-81 a proposito delle primipare.

Tavola XXV.

Fecondità matrimoniale delle pluripare che abitualmente non facevano uso di pratiche contraccettive (eliminando i periodi di amenorrea ed esclusi i casi patologici).

Durata in anni del matrimonio	Cincinnati	Spartanburg	
		bianche	negre
0-4	10,9	10,4	11,5
5-9	10,2	9,0	10,0
10-14	9,1 (1)	6,9	8,5
15-29	7,5	7,1	7,3
Complessivamente . . .	**10,2**	**8,9**	**10,2**

Differenze sensibili si verificano pure a seconda che le pluripare sono state in osservazione senza far uso di pratiche contraccettive per più (Gruppo *A*) o per meno (Gruppo *B*) di 10 anni di matrimonio. A Cincinnati, non eliminando i periodi di amenorrea, si hanno rispettivamente 8,2 e 5,9 gravidanze per 100 ovulazioni; a Spartanburg le rispettive percentuali sono 6,3 e 5,3, per le donne bianche, e 7,5 e 6,1 per le negre. Eliminando i periodi di amenorrea, le differenze si riducono a Cincinnati (dove le percentuali divengono rispettivamente 11,1 e 9,0), ma si accentuano a Spartanburg, sia per le bianche (percentuali rispettive: 10,3 e 8,3) sia per le negre (percentuali rispettive 11,8 e 9,0).

La differenza nella durata del periodo di osservazione tra le donne dei due Gruppi *A* e *B* si attenua se, nel Gruppo *A*, noi consideriamo solo i primi 10 anni di matrimonio, ma non scompare, perchè la durata del matrimonio per queste è pur sempre

(1) Nella tavola 4 della Stix a pag. 228 dell'articolo nel «Milbank Mem. Fund Quart.», luglio 1940, il corrispondente coefficiente delle gravidanze per 100 anni di esposizione è, per un errore di stampa, indicato in 103, invece che in 124, come si desume dal numero delle gravidanze e degli anni di esposizione al rischio, indicati nella seconda parte della detta tavola del pari che nella tavola 5 a pag. 251. Quest'ultima tavola porta anche il coefficiente esatto 124.

di 10 anni compiuti, e per quelle del Gruppo *B*, invece, di meno di 10 anni. Si riduce corrispondentemente, ma non scompare, la differenza tra i coefficienti di fecondità. Per Cincinnati, non eliminando il periodo di amenorrea, essi divengono, per il Gruppo *A*, di 6,1 (contro 8,2 per il Gruppo *B*) ; per Spartanburg, di 5,8 (contro 6,3) per le bianche e di 6,5 (contro 7,5) per le negre. Eliminando i periodi di amenorrea, i coefficienti sono : a Cincinnati, di 9,6 per il Gruppo *A* (contro 11,1 per il Gruppo *B*); a Spartanburg, di 9,3 (contro 10,3) per le bianche e di 9,7 (contro 11,8) per le negre [1].

Se si considerano le pluripare che si sono date alle pratiche contraccettive entro i primi 5 anni di matrimonio, e per cui quindi il periodo di osservazione è anche più breve, il coefficiente di fecondità risulta ancora più elevato : a Cincinnati, non eliminando il periodo di amenorrea, questo risulta, per la durata di matrimonio di 0–5 anni, di 9,0 gravidanze per 100 ovulazioni [2]; per le stesse durate, le donne che hanno iniziato le pratiche contraccettive entro i primi 10 anni (Gruppo *B*), presentano un coefficiente del 7,9 per cento e quelle che le hanno iniziate dopo 10 anni (Gruppo *A*) un coefficiente ancora più basso (del 6,1 %) [3].

La distinzione delle pluripare secondo la durata del matrimonio ad una fecondazione, mentre attenua, come si è visto, le differenze tra i coefficienti di fecondità ottenuti per diversi gruppi di donne, mette in luce una più o meno forte diminuzione di tali coefficienti col crescere della durata. Tale diminuzione si verifica a Bronx, come a Cincinnati, a Cincinnati come a Spartanburg, tra le bianche come tra le negre, e per tutte le classi sociali, sia eliminando, sia non eliminando i periodi di amenorrea, sia comprendendo, sia, in generale, escludendo i casi patologici (cfr., tavole XII, XXIII, XXIV, XXV). La diminuzione varia però fortemente da serie a serie.

A Bronx, dove la diminuzione risulta massima (del 50 %) comprendendo i casi patologici, essa si annulla quando questi

---

(1) In base ai dati dell'articolo del luglio 1940 della « Milbank Mem. Fund Quart. », a pag. 244, tavola 2, quando non si eliminano, e a pagina 251, tavola 5, quando si eliminano i periodi di amenorrea.

(2) In base ai dati della Stix, in « The Milbank Mem. Fund Quart. » gennaio 1939, nota 22 a pag. 83.

(3) In base ai dati della Stix, in « The Milbank Mem. Fund Quart. », luglio 1940, tavola 2 a pag. 244.

si eliminano. Non si possono però, per Bronx, escludere dal periodo di esposizione al rischio i periodi di amenorrea, la cui esclusione porta ad accentuare la diminuzione, così che è da presumersi che, se si potessero eliminare correttamente anche tali periodi, per Bronx pure si riscontrerebbe una certa diminuzione dei coefficienti di fecondità col crescere della durata del matrimonio [1].

L'eliminazione dei casi patologici, che per Bronx, come si è detto, porta ad annullare la diminuzione, per Cincinnati, invece, l'accentua, mentre per Spartanburg non esercita influenza sistematica. Ciò è in dipendenza delle variazioni dell'importanza dei casi patologici col crescere della durata del matrimonio, importanza che cresce per Bronx, mentre diminuisce per Cincinnati e non varia sistematicamente per Spartanburg [2].

Con l'età, i fenomeni patologici evidentemente si fanno più gravi e frequenti, ma, se essi sono, nelle generazioni più recenti, più diffusi che nelle meno recenti, questa circostanza può compensare o soverchiare l'influenza dell'età, in quanto le durate del matrimonio più brevi si reclutano in misura maggiore tra le generazioni più recenti. Queste considerazioni sono atte a spiegare le discordanze tra l'andamento dei dati di Bronx e quelli di Cincinnati e Spartanburg. D'altra parte, conviene precisare a quale scopo si opera l'eliminazione dei casi patologici. S'intende giustificarla osservando che ci si propone di determinare *la fecondità normale della donna* ; meglio sarebbe dire *la fecondità della donna sana*, poichè è normale che la donna, col crescere dell'età, diventi via via meno frequentemente sana. La verità è che, eliminando i casi patologici, si viene ad eliminare un gruppo di cause che normalmente porta ad una diminuzione della fecondità con la durata del matrimonio, isolando così l'influenza di un altro gruppo di cause, ciò che può certamente interessare, ma che non toglie l'interesse dell'esame della diminuzione globale della fecondità. Per questo esame, risponderebbero i dati che comprendono i casi patologici ed escludono i periodi di amenorrea ; se non che è proprio di questi dati che non si dispone.

---

(1) Cfr., in proposito, *Sur la mesure de l'efficacité* ecc., art. cit., pagine 27-28 e particolarmente tavola XII.

(2) Cfr., anche su questo punto, *Sur la mesure de l'efficacité* ecc., op. cit., pagg. 28-29, particolarmente tavola XIII.

Neppure l'affermazione della Stix [1] che la diminuzione dei coefficienti di fecondità si renda manifesta solo dopo 10 anni di matrimonio appare sostenibile quando siano eliminati i periodi di amenorrea (cfr. tavola XXV).

Una certa influenza può essere forse attribuita alla diminuita frequenza dei rapporti coniugali col crescere della durata del matrimonio, e ciò sia per una decrescente affettività ed espansività dei coniugi, sia per una maggiore frequenza di brevi assenze dal focolare domestico [2].

---

(1) Articolo in « Milbank Mem. Fund Quart. », gennaio 1939, pag. 79.

(2) Le assenze più lunghe sono, da Stix e Notestein, detratte dal periodo di esposizione (cfr. nota (1) a pag. 235-236).

Sulle relazioni tra la frequenza dei rapporti sessuali tra coniugi e la probabilità di avere figli esiste in America tutta una letteratura. (Cfr., in particolare, K. B. Davis, *Factors in the Sex Life of Twenty-Two Hundred Women*, New York & London, Harpers, 1929, pagg. 21-32; R. L. Dickinson and L. Beam, *A Thousand Marriages, A Medical Study of Sex Adjustment*, Baltimore, Williams & Wilkins, 1931, pagg. 58 e 220-221; J. Bernard, *Some Biological Factors in Personality and Marriage*, in « Human Biology », settembre 1935, vol. V, n. 3, pagg. 430-436; R. K. Stix, *Birth Control in a Midwestern City*, in « Milbank Mem. Fund Quart. », gennaio 1939, pag. 82; R. K. Stix and F. W. Notestein, *Controlled Fertility*, Williams À Wilkins, 1940, pag. 34; A. W. Diddle, R. W. Jack, R. L. Pearse, *Fertility in Women: the length of time required to conceive*, in « Amer. Journal of Obst. a. Gynec. », vol. 54, n. 1, luglio 1947, pag. 57). I risultati dei vari autori non sono concordanti. Da alcuni (Davis, Stix, Stix e Notestein) appare manifesta una relazione positiva tra frequenza dei rapporti sessuali e probabilità di concepire, che negli altri invece non si palesa (Dickinson e Beam, Bernard, Diddle, Jack e Pearse). I risultati positivi di Stix e di Stix e Notestein, relativi a donne che non facevano uso di pratiche contraccettive, sembrano però particolarmente attendibili. Sarebbe tuttavia azzardato dedurne che, per la stessa coppia, una intensificazione dei rapporti sessuali accresca la probabilità di avere figli. Effettivamente, ammessa una relazione positiva da coppia a coppia tra frequenza dei rapporti sessuali e probabilità di concepire, essa può dipendere bensì dal fatto che, a pari potenzialità riproduttiva, la probabilità di concepire cresce intensificando i rapporti, ma può dipendere invece dal fatto che frequenza dei rapporti sessuali e probabilità di concepire sono due espressioni solidali della potenzialità riproduttiva, mentre nessuna relazione esiste tra l'una e l'altra a parità di potenzialità riproduttiva. È verosimile che, per ogni coppia, vi sia un *optimum* di frequenza dei rapporti sessuali, che rende massima la probabilità di concepire, mentre questa diminuisce quanto più detta frequenza resta superiore o inferiore a tale *optimum*. Questa conclusione ri-

Un'influenza limitata sembra invece doversi attribuire all'aumento dell'età della madre che va di pari passo con l'aumento della durata del matrimonio. Effettivamente, i risultati delle mie ricerche sulle primipare avevano messo in evidenza già da lungo tempo che, facendo astrazione dal primo mese di matrimonio, la probabilità, per una donna che non ha avuto figli ed è atta ed esposta alla fecondazione, di avere una gravidanza non diminuisce sensibilmente con l'età [1], salvo per le età più vicine alla menopausa. Il Pearl pure era arrivato al risultato che l'età non ha un'influenza sensibile sulla fecondità, e questo sia per tutte le donne che non hanno fatto uso di pratiche contraccettive, sia in particolare per le pluripare [2]. Tale è ancora la conclusione di Diddle, Jack e Pearse [3]. E anche Stix e Notestein, classificando secondo l'età le donne che interrompono temporaneamente le pratiche contraccettive [4], trovano che i coefficienti

---

sulta confermata dalle osservazioni di Diddle, Jack e Pearse e di altri autori (Williams e Moench) da essi citati. Essa appare avvalorata dalle osservazioni di Hotchkiss, secondo le quali il valore del seme risulta abbassato dalle coabitazioni molto frequenti ed invece innalzato dopo 72 ore di astinenza (R. S. Hotchkiss, *Fertility in Man*, Lippincott, Philadelphia, 1944, pagg. 32-34 e 43). Sulla corrispondenza tra frequenza di coabitazioni matrimoniali e probabilità di fecondazione come espressioni, l'una e l'altra, della fecondità, vedi anche U. Rondelli, *Sessualità e fecondità*, in « Boll. della Soc. Piemontese di Ost. e Ginec. », Anno II, n. 6, 1934.

(1) Cfr. *Prime ricerche sulla « fecondabilità » della donna*, « Atti del R. Istituto Veneto di Scienze, Lettere ed Arti », Tome LXXXIII, parte II, pagg. 337-341, e *Decline in the Birth Rate and the « Fecundability » of Women*, « Eugenics Review », gennaio 1926, pagg. 14 dell'estratto.

(2) Cfr. *Third Progress Report*, ecc. art. cit. pagg. 273-276 e *The Natural History* ecc., op. cit. pag. 42 e tavola I alla pag. 307.

(3) Cfr. « Am. Journ. of Obstr. and Gynec. », luglio 1947, p. 57.

(4) Cfr. « Milbank Mem. Fund Quart. », aprile 1935, pagg. 171-172.

Le ricerche del Pearl, del Notestein e della Stix, del pari che le mie precedenti, si riferiscono a donne che hanno avuto figli e alla loro fecondità naturale all'infuori delle pratiche contraccettive. Diddle, Jack e Pearse consideravano matrimoni di soldati ed escludevano le donne che presentavano condizioni fisiologiche o patologiche che impedivano la fecondazione al pari di quelle che usavano pratiche contraccettive. Non si può escludere – ed anzi pare ovvio – che, con l'età, crescano la sterilità e anche – sia pure a parità di durata di matrimonio, soprattutto dopo alcuni anni di vita matrimoniale – le pratiche contraccettive (cfr. *Prime ricerche*, art. cit., pagg. 339-340). In ogni modo, le recenti ricerche ese-

di fecondità per le donne sotto 25 anni non differiscono da quelli per le donne fra 30 e 40 anni.

Attribuito il debito peso alle circostanze sopra esaminate, resta sempre un notevole residuo da spiegare nella diminuzione della fecondità con la durata del matrimonio, residuo che può plausibilmente farsi risalire ad un graduale esaurimento della fecondità naturale o ad una sopravvenuta sterilità naturale della donna col crescere del numero dei figli avuti [1]. Il fatto che, in alcuni gruppi di donne e specialmente in quelle di Bronx, la

---

guite in Germania, in Isvezia e in Polonia sulla fecondità della donna in funzione delle combinazioni dell'età e della durata di matrimonio, mostrano che, a pari durata di matrimonio, la fecondità non differisce molto col crescere dell'età salvo per le età vicine alla menopausa e, per le altre, nel primo periodo di matrimonio (quest'ultima eccezione può spiegarsi con l'aggravarsi, al crescere dell'età, dell'ostacolo che la verginità oppone alla fecondazione). Cfr., in proposito, le memorie di S. Szulc (*L'influence de l'âge des femmes au moment de la conclusion du mariage sur la fertilité et la natalité*) e di S. Wicksell (*The fertility of married women in Sweden according to age and duration of marriage*), presentate al Congresso Internazionale della Popolazione di Parigi, 1937 (Vol. V degli Atti: *Demographie, Statistique, Etudes spéciales, Nuptialité, Natalité, Mortalité*, Hermann, Paris, 1938, pagg. 133 e segg. e pagg. 165 e segg.), e la pubblicazione *Neue Beiträge zum deutschen Bevölkerungsproblem*, « Sonderheft zu Wirtschaft und Statistik, herausgegeben vom Statistischen Reichsamt », n. 15, Berlin, 1935, pagg. 71 e segg.

(1) Nel già citato articolo *Sur la mesure de la fecondité naturelle de la femme mariée* (cfr. pag. 11 in relazione a pag. 5), noi attribuivamo importanza anche alla durata del periodo di osservazione, che ritenevamo variare nello stesso senso dell'intervallo trascorso tra il matrimonio e la concezione. Questa relazione sarebbe effettivamente esistita ed avrebbe assunto importanza se – come pensavamo – quando gli autori parlano della fecondità delle pluripare classificate secondo l'intervallo (0–4, 5–9, 10–14, 15–29 anni) intercorso tra il matrimonio e la concezione, avessero inteso riferirsi alla fecondità delle pluripare durante tutta la loro carriera riproduttiva, a partire dal primo parto fino alla concezione avvenuta nell'intervallo in questione. Dal volume *Controlled Fertility*, pubblicato nel 1940 ma che solo in seguito ci è pervenuto, risulta invece (cfr. Appendice III, *The Computation of Pregnancy Rate*, pagg. 168-173) che gli autori intendono riferirsi alla fecondità delle pluripare limitatamente al detto intervallo in cui è avvenuta la concezione, nel qual caso la relazione da noi supposta tra lunghezza dell'intervallo e durata del periodo di osservazione non esiste o non assume importanza per la comparazione della fecondità delle pluripare, classificate secondo la lunghezza del detto intervallo. Non mi è riuscito sempre facile di rendermi esatto

discesa si attenua, se pure non si annulla, eliminando i casi patologici, può portarsi a conferma di tale spiegazione, perchè ciò sta a mostrare una crescente importanza di tali casi col crescere della durata del matrimonio, e le condizioni patologiche dell'apparato riproduttore, sopravvenute durante il matrimonio indipendentemente dalle malattie veneree, possono riguardarsi come una manifestazione particolarmente grave del guastarsi di tale apparato, che, nei casi meno gravi, si estrinseca solo in un esaurimento della fecondità.

Ed è infine in armonia con tale spiegazione la conclusione, a cui sono arrivati Whelpton e Kiser, secondo i quali la fecondità media risultava al disotto della fecondità normale soprattutto per gli ostacoli che rendono impossibile ad alcune coppie di avere figli, piuttosto che per una maggiore lunghezza del tempo necessario a concepire delle coppie atte ad averne [1].

Per le donne che interrompono temporaneamente le pratiche contraccettive, i coefficienti di fecondità non diminuiscono col crescere della durata del matrimonio precedente ad una fecondazione [2], ciò che non contraddice però affatto a quanto si è detto perchè, da una parte, non è da ritenere che la diminuita espansività dei coniugi possa avere, in tal caso, influenza, dato lo scopo che essi vogliono raggiungere, e, dall'altra, la gran parte delle pluripare (81 %) che sospendono temporaneamente le pratiche contraccettive non ha avuto che una o due gravidanze [3].

---

conto dei criteri seguiti dagli autori nelle loro ricerche e, d'altra parte, la guerra sopravvenuta mi impedì di fare appello alla loro cortesia per altre spiegazioni. Devo pertanto domandare scusa, sia per questo equivoco, sia per altri in cui posso essere incorso, ma che, in ogni modo, non credo possano alterare la sostanza delle mie conclusioni.

(1) Vedi art. cit. dell'aprile 1948, pag. 219.

(2) Dal volume *Controlled Fertility* si ricavano i coefficienti seguenti :

Durata del matrimonio (in anni)	0-4	5-9	10 e più
Gravidanze per 100 ovulazioni	27,5	29,5	26,0

leggermente diversi da quelli (rispettivamente 27,8 ; 29,7 e 28,6) che si ricavano dall'articolo del 1935.

(3) Percentuale ricavata dai dati di Stix e Notestein, *Controlled Fertility*, tavola 26 a pag. 66. Dalla tavola 29 a pag. 71 della stessa opera, si desume che, per le donne che abitualmente non fanno uso di pratiche contraccettive, la percentuale è, invece, del 68.

Quando si distinguono i due gruppi, *B* ed *A*, a seconda che le donne hanno iniziato le pratiche contraccettive prima o solo dopo che siano trascorsi 10 anni del matrimonio (cfr. tavole XXVI e XXVII), la diminuzione dei coefficienti di fecondità con la durata del matrimonio persiste nel gruppo *A*, mentre si verifica solo in un caso su tre del gruppo *B*. Si potrebbe forse cercare la causa del peculiare andamento del gruppo *B* nel fatto che le donne, le quali hanno iniziato le pratiche contraccettive nel primo decennio del matrimonio ed hanno avuto figli nel primo quinquennio, appartengono alle generazioni più recenti, meno feconde di quelle che hanno avuto figli nel secondo quinquennio [1].

(1) Qualche punto andrebbe precisato dei criteri con cui la Stix ha classificato le donne nei due gruppi *A* e *B*. Infatti, a pag. 83 dell'articolo su « Milbank Mem. Fund Quart. », gennaio 1939, essa dice che a Cincinnati, esclusi i casi patologici, le donne che hanno iniziato le pratiche contraccettive tra 5 e 9 anni di matrimonio, hanno avuto, pure tra 5 e 9 anni del matrimonio, 127 gravidanze su 101,1 anni di esposizione, mentre, dalla tavola 2 a pag. 144 dell'articolo sulla stessa rivista del luglio 1940, risulta che, esclusi sempre i casi patologici, le donne, le quali hanno iniziato le pratiche contraccettive nei primi 10 anni di matrimonio, hanno avuto, tra 5 e 9 anni di matrimonio, 137 gravidanze su 105,6 anni di esposizione. Se ne ricava per differenza che vi erano alcune donne che hanno iniziato le pratiche contraccettive nei primi 5 anni di matrimonio ed hanno avuto successivamente, tra 5 e 9 anni di detto matrimonio, 10 gravidanze su 4,5 anni di esposizione al rischio. Ora a tutta prima non si capisce come mai tali gravidanze possano figurare tra quelle di donne che abitualmente non facevano ricorso a pratiche contraccettive. La spiegazione si trova forse nel primo articolo dei nostri autori in « Milbank Mem. Fund Quart. », gennaio 1934, in cui è detto che 12 donne avevano usato di pratiche contraccettive solo per un breve tempo e poi le abbandonarono, e che, per il periodo in cui usarono di tali pratiche, esse furono incluse nella categorie delle donne che abitualmente non vi facevano ricorso (nota (6) a pag. 62). Trattasi presumibilmente di donne che, per ragioni economiche o sanitarie, hanno, per un certo tempo, ricorso a tali pratiche, ma le hanno poi abbandonate, perchè contrarie alla loro indole. Ciò fa attendere, da parte loro, un'alta fecondità naturale ; ed effettivamente, le pluripare che avevano iniziato le pratiche contraccettive nel primo quinquennio di matrimonio e le avevano poi abbandonate, così da essere annoverate tra coloro che abitualmente non vi facevano ricorso, risultano avere avuto (secondo i dati della Stix nell'articolo in « Milbank Mem. Fund Quart. », gennaio 1939, pag. 83), tra 5 e 10 anni di matrimonio, 15,8 gravidanze per 100 ovulazioni, molte di più di quante (9,22) ne hanno avute le pluripare che avevano iniziato le pratiche contraccettive nel secondo quinquennio di matrimonio.

* * *

17. Mentre sia per le primipare che per le pluripare, l'età non sembra avere, di per sè, un'influenza sensibile sulla fecondità, vi sono differenze notevoli tra i rapporti di fecondità ottenuti per le primipare e le pluripare nelle ricerche di Pearl (cfr. tavole I, I *bis* e II) e ancor più in quelle di Stix e Notestein (cfr. tavole XX, XXIII e XXIV) e della Stix (tavole III, XX, XXIII e XXIV e pagg. 259-260. Differenze analoghe si ricavano dai dati di Whelpton e Kiser [1]. Esse si attenuano, ma, come si è detto, non scompaiono, eliminando i periodi di amenorrea post-puerperali: come è possibile farsi sui dati della Stix, restano differenze che, ragguagliate ai rapporti per le pluripare, si aggirano tra il 20 e il 40 % (cfr. pagine 259-260 e tavole XII, XX e XXV). Poichè è da ritenersi che la durata del periodo di osservazione sia in media maggiore per le primipare che per le pluripare, la differenza tra la fecondità delle primipare e quella delle multipare deve essere in realtà anche più forte di quella, pure notevole, che risulta da tali ricerche. Essa si verifica malgrado gli ostacoli alla fecondazione delle primipare, rappresentati dalla condizione di verginità e dai viaggi di nozze.

Questa differenza, per le donne che non usano pratiche contraccettive può forse in parte dipendere da una maggiore frequenza per le pluripare di brevi assenze dal focolare domestico di uno dei coniugi e da una loro minore affettività ed espansività [2], in parte da una diminuita fecondità dopo aver avuto il primo figlio [3]. Per ciò che concerne i dati della Stix e di Stix

---

(1) In base ai dati per le famiglie relativamente feconde di Indianopolis (art. del gennaio 1947, tavola 13 a pag. 100) si avrebbero, per le primipare e le pluripare che non hanno fatto uso antecedentemente di pratiche contraccettive, 14,0 e rispettivamente 7,5 gravidanze per 100 ovulazioni; in base a quelli per tutte le famiglie (art. dell'aprile 1948, pagg. 221 e 227) le probabilità rispettive sarebbero di 7,8 per le primipare e 5,2 per le secondipare.

(2) Appare naturale che, tra sposi novelli, i rapporti sessuali siano più frequenti che nel seguito del matrimonio. Per un gruppo di matrimoni americani, si hanno anche in argomento dati statistici dettagliati, che confermano la differenza. (Cfr. G. V. Hamilton, *A Research in Marriage*, New-York, A. & C. Boni, 1929, pagg. 374-375). La differenza è anche confermata dalle citate ricerche di Diddle, Jack e Pearse.

(3) Una certa differenza tra la fecondità delle primipare e quella delle pluripare effettivamente si nota anche per le donne che sospendono tem-

e Notestein, la differenza dipende certamente in parte dal procedimento seguito, che rende non comparabili i coefficienti di fecondità ottenuti per le primipare e le pluripare. Mentre infatti, per le primipare, il periodo di esposizione si arresta col parto, per le pluripare questo continua (a differenza di quanto fa il Pearl) fino alla data del contatto con la clinica, come si è avvertito a pag. 266 [2]. Ciò spiega come le differenze tra i coefficienti otte-

---

poraneamente le pratiche contraccettive per avere un figlio, tra le quali il primo gruppo di circostanze verosimilmente non assume importanza – i coniugi scegliendo ovviamente, per la sospensione delle pratiche contraccettive, il periodo più adatto e tenendo la condotta meglio appropriata a raggiungere lo scopo di avere figli – mentre sussiste la comparabilità dei dati. Tra queste donne, le primipare hanno 30,5 e le pluripare 28,2 gravidanze per 100 ovulazioni in base ai dati di Stix e Notestein (tavola 28, pag. 69 del volume *Controlled Fertility*) e rispettivamente 21,7 e 16,8 in base ai dati di Whelpton e Kiser (art. cit. del gennaio 1947, tavola 13, pag. 100) per le coppie relativamente feconde. Dai dati di Diddle, Jack e Pearse, relativi a mogli di militari che desideravano avere figli, risulta una notevole differenza tra la fecondità delle primipare e delle pluripare, ma essa dipende in gran parte dal fatto che non è stato eliminato il periodo di amenorrea post-puerperale. Ciò spiega come la differenza vada attenuandosi col crescere del periodo di esposizione. Dopo 6 mesi la percentuale delle prime gravide era di 72,7 su 100 esposte e quella delle multigravide di 38,5; dopo 12 mesi esse passavano rispettivamente a 86,6 e 64,9 e dopo 24 mesi a 95,4 e 86,0.

(2) È difficile valutare la portata che questa circostanza perturbatrice esercita sui risultati delle ricerche degli autori americani, perchè non si conosce quale è l'ordine di grandezza dell'intervallo tra l'ultimo parto e la data del contatto con la clinica, con cui termina il periodo di esposizione, per le donne che abitualmente non facevano ricorso alle pratiche contraccettive, nelle ricerche di Stix e Notestein e della Stix. Se l'osservazione viene proseguita fino alla menopausa o allo scioglimento del matrimonio, la portata di tale circostanza risulta molto notevole, come appare da una ricerca di saggio che ho appositamente eseguito su 401 matrimoni di famiglie sovrane e mediatizzate (cfr. più innanzi, pag. 323 e segg.). Il coefficiente di fecondità delle primipare, determinato col metodo di Pearl, Stix e Notestein, risulta di 8,1 per 100 ovulazioni, il coefficiente di fecondità delle pluripare, se si arresta il periodo di esposizione all'ultimo parto, come fa il Pearl, risulta di 5,1 gravidanze per 100 ovulazioni, mentre, se in tale periodo di esposizione si comprende il successivo intervallo fino alla menopausa o allo scioglimento del matrimonio, la frequenza delle gravidanze per 100 ovulazioni si riduce a 2,3. Si avverta che, in questo esempio, la differenza tra i coefficienti di fecondità delle primipare e delle pluripare risulta più forte che nelle ricerche degli autori americani, ciò che si spiega col fatto che si tratta

nuti da Stix e Notestein e dalla Stix per le primipare e le pluripare risultino, come ho sopra notato, notevolmente più forti di quelle tra i coefficienti rispettivi ottenuti dal Pearl, anche quando (tavola I *bis*) si sono resi approssimativamente comparabili i dati per le pluripare ricavati dalle due rilevazioni.

Se si considerano a parte le successive gestazioni delle pluripare, risulterebbe, dai dati di Whelpton e Kiser per il complesso delle coppie di Indianopolis, che la probabilità di concepire è per le secondipare che non facevano uso abitualmente o avevano temporaneamente sospeso le pratiche contraccettive (7,0 gravidanze per 100 ovulazioni) minore che per le terzipare (7,8) e gli autori ammettono che essa vada poi aumentando nella stessa proporzione nei parti successivi, divenendo via via sterili, dopo ogni parto, le donne meno feconde [1]. L'effetto di tale selezione resta in realtà contrastato dalla progressiva diminuzione della fecondità ad ogni parto per le donne che pure non divengono sterili, ma, tra alcune popolazioni o classi, pare che non ne resti del tutto compensata. Dai dati dell'almanacco di Gotha, per le case dell'alta aristocrazia, in cui la limitazione delle nascite era probabilmente di poca importanza, e per le case sovrane, fra cui si poteva ritenere praticamente esclusa, risulta fra il matrimonio e il primo parto un intervallo più breve che fra due parti successivi e la differenza (che va da 8,5 a 12,5 mesi) è tale da non potersi attribuire completamente al periodo di amenorrea; ma, tra i parti successivi, l'intervallo risulta massimo per i matrimoni con 2-3 figli, mentre per gli altri diminuisce al crescere del numero dei figli [2]. Secondo dati relativi ai laureati dell'Università di Cornell (U. S. A.) l'intervallo tra due parti crescerebbe invece con l'ordine di generazione, e ciò sia nei matrimoni che regolano, sia in quelli che non regolano tale intervallo [3].

---

di matrimoni in cui non sono escluse le pratiche contraccettive, le quali sono naturalmente più frequenti tra le pluripare.

(1) Vedi articoli dell'aprile 1948, pagg. 231-233 e tav. 5 a pag. 194.

(2) Vedi gli articoli sulla fecondità delle case sovrane e dell'aristocrazia, pubblicati dal prof. F. Savorgnan in «Metron», particolarmente a pag. 214 del vol. III, n. 2 (1-IX-1923), pagg. 458 e 468 del vol. III, nn. 3-4 (1-II-1924) e pagg. 567-568 del vol. IX, nn. 3-4 (1-VI-1925).

(3) Vedi W. A. Anderson, *Control of Child-Spacing*. in «Rural Sociology», Dicembre 1948.

È infine in apparente contrasto con tutti i precedenti risultati quello ottenuto da Scott Russell, secondo il quale — quando nessuna pratica contraccettiva viene impiegata nella speranza di avere un figlio — il numero delle mestruazioni che intercorrono tra la prima e la seconda gravidanza, è in media alquanto minore di quello che per le stesse coppie è intercorso tra l'inizio dei rapporti sessuali e la prima gravidanza, cosicchè il secondo concepimento risulterebbe alquanto più facile del primo [1]. Tutto fa credere però che anche qui il paragone resti perturbato dalla diversa durata di osservazione delle primipare e delle secondipare. Il paragone è invero limitato a 51 casi, in cui entrambe le gravidanze erano desiderate e predisposte; ma, in tutto, furono osservate nella ricerca eseguita nella clinica di Oxford, 197 prime gravidanze e 96 seconde. Lo squilibrio fra i due numeri fa pensare che le primipare non sieno state seguite per un periodo convenientemente lungo, in modo da poter avere tutte una seconda gravidanza, ed essendo state seguite per un periodo breve, naturalmente non potevano presentare che intervalli brevi tra la prima gestazione e la seconda.

* * *

18. Passiamo ora ad esaminare le relazioni in cui i metodi impiegati dal Pearl, dal Notestein e dalla Stix stanno con altri metodi in uso per misurare la fecondità e precisamente con l'intervallo protogenesico, con gli intervalli tra i parti successivi e con la fecondabilità delle primipare.

L'intervallo che passa tra il matrimonio e il primo parto è stato chiamato dal Knibbs *intervallo protogenesico* [2] ed è assunto, da lui e, prima e dopo di lui, da altri statistici, come misura della fecondità matrimoniale, quando si escludano dal computo i parti dovuti a concezioni pre-matrimoniali. Esso è dato dal rapporto tra la somma delle durate dei matrimoni fino al primo parto e il numero dei primi parti ed è esattamente l'inverso della misura approssimativa della fecondità delle primipare adottata dal Pearl e desunta dal rapporto dei primi parti alla somma delle durate del matrimonio fino a detti parti. Se (eliminati sempre

(1) Vedi l'articolo citato di C. Scott Russell.

(2) Cfr. *Mathematical Theory of Population*, Melbourne, 1917, pagine 268-272.

Tavola XXVI.

Fecondità matrimoniale delle pluripare che abitualmente facevano uso di pratiche contraccettive (eliminati i casi patologici e senza eliminare i periodi di amenorrea).

Durata in anni del matrimonio	Cincinnati		Spartanburg bianche		Spartanburg negre	
	Gruppo A	Gruppo B	Gruppo A	Gruppo B	Gruppo A	Gruppo B
0–4	6,1	7,1	5,9	6,4	7,2	7,4
5–9	6,0	9,5	5,7	5,9	6,0	8,0
10–14	6,1	—	4,3	—	5,7	—
15 29	5,3	—	4,4	—	5,4	—
Complessivamente	**5,9**	**8,2**	**5,3**	**6,3**	**6,1**	**7,1**

Tavola XXVII.

Fecondità matrimoniale delle pluripare che abitualmente non facevano uso di pratiche contraccettive (eliminati i casi patologici ed i periodi di amenorrea).

Durata in anni del matrimonio	Cincinnati		Spartanburg bianche		Spartanburg negre	
	Gruppo B	Gruppo B	Grudpo A	Gruppo B	Gruppo A	Gruppo B
0–4	10,4	11,0	10,1	10,6	11,3	11,6
5–9	9,0	11,8	8,7	9,1	8,7	12,2
10–14	9,2	—	6,9	—	8,5	—
15–29	7,6	—	7,1	—	7,3	—
Complessivamente	**9,0**	**11,1**	**8,3**	**10,3**	**9,0**	**11,8**

i parti da concezioni pre-matrimoniali) invece di considerare l'intervallo tra il matrimonio e il primo parto, si considera l'intervallo tra il matrimonio e la prima concezione, si ottiene quello che si può chiamare *intervallo protoconcezionale*, il cui inverso dà il numero delle gravidanze diviso per il totale del periodo in cui la partoriente è stata esposta al concepimento, che il Pearl, la Stix e il Notestein assumono come misura perfezionata della fecondità matrimoniale delle primipare, o anche, introducendo un piccolo termine di correzione, il numero delle gravi-

danze diviso per il numero delle ovulazioni durante cui la donna che ha partorito è stata esposta al concepimento.

Supposto p costante, l'intervallo protoconcezionale espresso in numero di ovulazioni è dato dalla formula

$$I_n = \frac{Kp + (1+K)(1-p)p + (2+K)(1-p)^2 p + \ldots + (n-1+K)(1-p)^{n-1}p,}{p + (1-p)p + (1-p)^2 p + \ldots + (1-p)^{n-1}p}$$

dove n indica il numero di periodi ovulari compresi nel periodo in cui il gruppo di donne è stato in osservazione e K (cfr. nota a pag. 221) indica la frazione del periodo ovulare alla quale avvengono in media i concepimenti. Tale formula può mettersi anche sotto la forma

$$I_n = \frac{p + 2(1-p)p + 3(1-p)^2 p + \ldots + n(1-p)^{n-1}p}{p + (1-p)p + (1-p)^2 p + \ldots + (1-p)^{n-1}p} - (1-K) \quad (6)$$

Trascurando il termine $(1-K)$ che, d'altronde, salvo casi speciali, si può generalmente supporre costante nelle varie popolazioni poste a confronto, essa diviene esattamente l'inverso della formula (3) data a pag. 270.

Analogamente si può calcolare – e si è talvolta calcolato [1] – l'intervallo medio che intercorre tra un parto e il parto precedente, e ciò sia per tutti i parti a partire dal secondo, sia, in particolare, per il secondo, per il terzo, per il quarto parto, ecc. E si può del pari calcolare l'intervallo medio dal parto precedente per i parti avvenuti durante un certo periodo del matrimonio, per esempio, tra 0 e 4 anni, tra 5 e 9 anni dalle nozze, e così via. L'intervallo medio, per tutti i parti a partire dal secondo (*intervallo intergenesico*), così ottenuto, costituisce l'inverso della fecondità matrimoniale delle pluripare ottenuta dal Pearl col metodo grossolano.

Si può, infine, calcolare, analogamente, l'intervallo medio tra due concepimenti (*intervallo interconcezionale*). Se poi si esclude dal numeratore il periodo occupato dalla gravidanza, o anche dal puerperio, o anche, infine, dall'amenorrea, si ottengono intervalli che esprimono gli inversi dei vari metodi, via via meno im-

(1) A pag. 299 abbiamo già ricordato i risultati ottenuti dal SAVORGNAN per le famiglie sovrane e dell'alta aristocrazia.

perfetti, considerati rispettivamente dal Pearl, dallo stesso Pearl e da Stix e Notestein e, da ultimo, dalla Stix [1].

A proposito dell'intervallo protogenesico, io ho però fatto altra volta rilevare i gravi inconvenienti a cui ci si espone quando, mediante esso, si vuole calcolare la variazione con l'età della fecondità matrimoniale della donna [2]. In alcuni paesi, infatti, come in Australia e in particolare nella Nuova Galles del Sud, l'intervallo, al di sopra di una certa età (circa 45 anni), diminuisce con l'età al matrimonio, portando all'assurda conclusione che la sposa è tanto più feconda quanto più è avanzata in età. Ho spiegato come ciò dipenda dal fatto che, quando la donna è vicina alla menopausa, restano di necessità esclusi gli intervalli lunghi tra il matrimonio ed il parto, così che l'intervallo medio ne risulta abbreviato, e ciò tanto più quanto più la menopausa è vicina. Questo inconveniente è comune anche all'intervallo protoconcezionale, del pari che agli intervalli tra le gravidanze o i parti successivi, quando si assumono come misura della fecondità delle pluripare. E, naturalmente, lo stesso inconveniente, che si presenta per gli intervalli, si presenta per i loro inversi, vale a dire per i metodi usati dal Pearl, da Stix e Notestein, dalla Stix.

Quanto abbiamo detto sopra fa capire come questa obie-

---

(1) Sia la Stix che Stix e Notestein fanno anche uso del numero medio dei mesi di vita matrimoniale o di esposizione, che passano tra il matrimonio e il primo parto oppure tra due gravidanze successive (cfr. *Birth Control in a Midwestern City*, gennaio 1939, pag. 78 e *Controlled Fertility*, pagg. 31-32, 48-49 e 69). A questo proposito, è da tener presente che questi autori dichiarano di comprendere nel periodo del matrimonio o di esposizione anche l'intervallo passato tra l'ultima gravidanza e il contatto con la clinica neo-malthusiana (cfr. pag. 266 di questo articolo). Il rapporto del periodo di esposizione al rischio al numero delle gravidanze non dà perciò esattamente l'intervallo tra il matrimonio e la prima gravidanza o tra le gravidanze successive, ma dà un quoziente superiore. Se non capisco male, questi autori calcolano in realtà tale rapporto — che d'altronde mi pare risponda ai loro scopi — ma ne parlano talvolta impropriamente, come se corrispondesse all'intervallo tra il matrimonio e la prima gravidanza o tra le due gravidanze successive (cfr. *Controlled Fertility*, pagg. 31 e 49). Whelpton e Kiser hanno pure calcolato il numero medio di mesi intercorso tra il matrimonio e la prima concezione, del pari che tra la prima e la seconda e tra la seconda e la terza concezione (cfr. articolo dell'aprile 1948, Appendice, pagg. 221-231).

(2) *Sur la mesure de la fécondité des mariages*, art. cit., pagg. 78-79.

zione si possa generalizzare nel senso che l'inconveniente può sorgere, non solo per la vicinanza della menopausa, ma, in generale, per la diversa durata del periodo durante il quale le donne considerate restano in osservazione. Minore è la durata del periodo, o, più esattamente, minore è il numero delle ovulazioni, durante cui le donne restano in osservazione, e più è basso il massimo intervallo possibile e più basso è da attendersi che, a parità di altre condizioni, risulti l'intervallo medio, e più alto, viceversa, il suo reciproco. Abbiamo anche mostrato come questo inconveniente possa determinare differenze illusorie od esagerate nella fecondità di varie categorie di popolazione.

* * *

19. Volendo riavvicinare queste ad altre ricerche, possiamo notare come l'errore qui segnalato sia analogo ad un errore commesso in altro campo, anche da statistici di grande fama, che aveva portato a credere che i difetti fisici e psichici sieno tanto più frequenti quanto più basso è l'ordine di generazione dei figli della famiglia e quindi a temere che la limitazione della prole stesse portando alla degenerazione della razza [1].

---

(1) Cfr., in particolare, K. Pearson, *A first Study of the Statistics of Pulmonary Tuberculosis*, « Studies in National Deterioration », University of London, 1907 ; *The Scope and Importance to the State of the Science of National Eugenics*, University of London, 1907 ; *On the Handicapping of the First-Born*, University of London, 1914 ; D. Heron, *A first study of the Statistics of Insanity and the Inheritance of the Insane Diathesis*, University of London, 1907 ; Ch. Goring, *The English Convict*, H. M. Stationery Office, London, 1913 ; Crzellitzer, *Wie vererben sich Augenleiden?* « Med. Ref. », 1910 ; *Die Vererbung von Augenleiden*, « Kongress für Familienforschung usw. Giessen 1912 », Halle, 1912 ; e « Berl. Klin. Wochenschr. », 1912. Vedi anche i diagrammi riportati in : First Int. Eugenics Congress, *Catalogue of the Exhibition*, 1912 ; C. Rivers, *Consumption and Order of Birth*, « Lancet », Oct. 7, 1911 ; H.J. Hansen, *Undersoegelser over nyfoedte Boerns Vaegt*, « Meddelelser om Danmarks Anthropologie », 1913 ; S. Hansen, *Om de forsfoedte Boerns ringere Qualitet*, « Meddelelser om Danmarks Anthropologie », 1913 ; *Ueber die Minderwertigkeit der erstgeborenen Kinder*, « Archiv für Rassen- u. Gesellschafts-Biologie », 1913 ; *The inferior quality of the first-born children*, « Eugenics Review », 1913 ; L. March, *Dépopulation et Eugénique*, « Eugénique », Janvier-Avril 1913 ; *Depopulation and Eugenics*, « The Eugenics Review », October, 1913.

Si considerino le fratellanze in cui qualcuno dei membri presenta un certo difetto, e si calcoli poi, per le singole famiglie, il rapporto del numero dei membri difettosi al numero di tutti i membri della famiglia. Naturalmente, in tal modo, le famiglie con un figlio, così considerate, presentano il 100 % di figli difettosi ; le famiglie con due figli, almeno il 50 % ; le famiglie con tre figli, almeno il 33 %, e via dicendo, e ciò indipendentemente da una maggiore probabilità che il membro di una fratellanza ristretta avesse di possedere il difetto in questione in confronto a un membro di fratellanza numerosa. L'errore si ripercuote sulla frequenza dei difetti in questione secondo l'ordine di generazione e sopra altri calcoli. Esso è stato bene messo in luce da Weinberg, Greenwood e Yule, Cobb, Dublin e Langman, e da me stesso [1]. Deriva dal fatto che, in questo modo, mentre si considerano tutti i casi favorevoli all'avvenimento (fratellanze che presentano almeno un figlio difettoso), non si considerano tutti i casi possibili (fratellanze che potrebbero presentarlo), ma si escludono le fratellanze che avrebbero potuto presentarlo e non lo hanno presentato per il loro numero limitato di fratelli, ciò che, naturalmente, è da attendersi avvenga tanto più spesso quanto più il numero dei fratelli è ristretto.

Ora, un errore perfettamente analogo è insito nel metodo degli intervalli protogenesico, protoconcezionale, intergenesico, interconcezionale, del pari che nei metodi inversi usati dal Pearl, da Stix e Notestein e dalla Stix. Anche qui, mentre si considerano tutti i casi favorevoli (parti o concezioni verificatisi), non si considerano tutti i casi possibili (donne suscettibili di avere un parto

---

(1) W. Weinberg, *Die rassenhygienische Bedeutung der Fruchtarkeit*, « Archiv f. Rassen- u. Gesellschaft- Biologie », 1910 ; *Ausleseerscheinungen bei biologisch-statistischen Probleme*, Ibidem, 1913 ; *Die Kinder der Tuberkulösen*, Leipzig, 1913 ; *Ueber die Frage der Minderwertigkeit der Erstgeborenen*, « Oeffentliche Gesundheitspflege », 1916 ; J.A. Cobb, *The Alleged Inferiority of the First-born*, « Eugenics Review », January, 1914 ; M. Greenwood and G.U. Yule, *On the determination of Size of family and of the distribution of Characters in Order of Birth from samples taken through members of the sibships*, « Journal of the R. Stat. Soc. », 1914 ; C. Gini, *Nuove osservazioni sui problemi dell'Eugenica. La distribuzione dei professori secondo l'ordine di nascita*, « Rivista Italiana di Sociologia », maggio-agosto 1914 ; L. I. Dublin and H. Langman, *On the Handicapping of the First Born. A criticism of Professor Pearson's* 1914 *Memoir*, « Quart. Publ. of the American Stat. Association », 1915.

o una concezione), trascurandosi le donne che avrebbero potuto avere un parto o una concezione, ma non li hanno avuti. Queste, naturalmente, assumono tanto maggiore importanza, quanto minore è stato il numero dei periodi mestruali durante i quali esse sono state in osservazione.

* * *

20. Le formule (3) e (6) sono stabilite nell'ipotesi che la probabilità p di concepire durante un'ovulazione sia uguale per tutte le donne e per ognuna rimanga costante nel tempo. Le due ipotesi non rispondono a realtà. La probabilità di concepire per la stessa donna a lungo andare diminuisce col tempo: essa è poi molto diversa per le varie donne e, fra queste, quelle che prima concepiscono sono in media le più feconde. Se con

$$p_1 , p_2 , p_3 \ldots p_n \qquad (7)$$

indichiamo le probabilità di concepire delle donne esposte al concepimento nelle successive ovulazioni, sarà pertanto da ritenere che, a parte oscillazioni accidentali, i termini della (7) decrescano progressivamente.

In generale, qualunque sieno i valori di detti termini, la fecondità delle donne nelle prime n ovulazioni, determinata col metodo di Pearl [1], sarà

$$F_n' = \frac{p_1 + (1 - p_1) p_2 + \ldots + (1 - p_1)(1 - p_2) \ldots (1 - p_{n-1}) p_n}{p_1 + 2 (1 - p_1) p_2 + \ldots + n (1 - p_1)(1 - p_2) \ldots (1 - p_{n-1}) p_n} , \qquad (8)$$

mentre l'intervallo medio protoconcezionale o l'intervallo medio tra la ripresa delle ovulazioni e il successivo concepimento sarà,

$$I_n' = \frac{p_1 + 2 (1 - p_1) p_2 + \ldots + n (1 - p_1)(1 - p_2) \ldots (1 - p_{n-1}) p_n}{p_1 + (1 - p_1) p_2 + \ldots + (1 - p_1)(1 - p_2) \ldots (1 - p_{n-1}) p_n} - (1 - K) \qquad (9)$$

che, a prescindere dal termine $(1 - K)$ – il quale d'altronde si può, salvo casi speciali, riguardare costante nelle varie rilevazioni, – è esattamente l'inversa della (8).

Valgono per la (8) e la (9) tutte le osservazioni fatte sopra a proposito della (3) e della (6).

Può interessare, a certi fini, di precisare la forma con cui

---

(1) Vedi nota (1) a pag. 270.

decrescono i termini della (7) e determinare, in tale ipotesi, i valori di F_n' e di I_n'.

Potremo supporre, ad esempio, che i valori

$$1 - p_1,\ 1 - p_2,\ 1 - p_3 \ldots 1 - p_n$$

crescano in modo che, per due valori successivi qualunque, sia

$$1 - p_i = (1 - p_{i-1})^k$$

(dove $i = 2,3 \ldots n$).

Si dimostra che, in tale caso, è

$$F_n' = \frac{1 - (1 - p_1)^{(k*n-1)}}{\sum_{l=0}^{n-2} (1 - p_1)^{(k*l)} - n\,(1 - p_1)^{(k*l-1)}} \qquad (10)$$

e quindi

$$I_n' = \frac{\sum_{l=0}^{n-2} (1 - p_1)^{(k*l)} - n\,(1 - p_1)^{(k*l-1)}}{1 - (1 - p_1)^{(k*n-1)}}\,(1 - K) \qquad (11)$$

dove il simbolo $(k * l)$ indica la somma delle $l + 1$ potenze di k da k^0 a k^l (essendo $l = 0, 1, 2 \ldots n - 2$) e il simbolo $(k * n - 1)$ indica la somma delle n potenze di k da k^0 a k^{n-1}.

* * *

21. In pratica d'altronde, limitatamente ai parti a termine, F_n si può determinare facilmente con sufficiente approssimazione quando si possegga una classificazione abbastanza dettagliata dei parti a termine secondo l'intervallo dal matrimonio (per le primipare) o dalla ripresa delle ovulazioni dopo l'ultimo parto (per le pluripare).

Il numero dei parti a termine verificatisi in un certo mese, si può infatti ritenere corrispondente al numero dei concepimenti verificatisi 9 mesi prima.

Se con g_i si indica, pertanto, il numero dei parti a termine che si verificano nell'i^{mo} mese, sarà

$$F_n = \frac{\sum_{i=1}^{n} g_i}{\sum_{i=1}^{n} i g_i} \qquad (12)$$

(dove è da tener presente che i ed n indicano il numero d'ordine dei mesi e non propriamente dei periodi ovulari).

La formula seguente (che altro non è se non il reciproco della (12) con l'aggiunta del termine di correzione $-\frac{1}{2}$)

$$I_n = \frac{\sum_{i=1}^{n} i\, g_i}{\sum_{i=1}^{n} g_i} - \frac{1}{2} \qquad (13)$$

dà l'intervallo medio protoconcezionale (nel caso di primipare) o l'intervallo medio tra la ripresa dell'ovulazione e il parto di un cadetto (nel caso di pluripare), espresso in mesi, supponendo che il concepimento avvenga, in media, a metà del periodo mestruale Moltiplicando I_n per 12, si ottiene l'intervallo medio espresso in anni, che indicheremo con I_a

Il prof. G. De Meo ha gentilmente messo a mia disposizione i dati sui primogeniti nati vivi nei vari compartimenti italiani durante l'anno 1936, classificati secondo l'intervallo dal matrimonio [1]. Da essi ho fatto ricavare, anzitutto, i valori di I_a per vari valori di n (Tavola XXVIII). Avvertasi che I_a e n non sono qui espressi in periodi ovulari, ma I_a in anni e n in mesi.

Il reciproco di I_a, moltiplicato per 100, dà il numero dei concepimenti di primogeniti nati vivi per cento anni di esposizione al concepimento, che Pearl, Stix e Notestein, e Stix assumono a misura della fecondità. I valori di $N_a = \frac{100}{I_a}$ sono esposti nella tavola XXIX. Infine, nella tavola XXX, sono esposti i valori di $F_n = \frac{1}{13\, I_a + \frac{1}{2}}$, che dà la probabilità del concepimento durante un periodo ovulare.

Le tre tavole mostrano come, col crescere del periodo di osservazione, vadano crescendo i valori di I_a e diminuendo quelli di N_a e di F_n.

* * *

22. — I dati esposti nella tavola XXX permettono anche di renderci conto, per quanto in modo largamente approssimativo,

(1) I dati erano stati forniti direttamente al Prof. De Meo dall'Istituto Centrale di Statistica. Questo pubblica, nei fascicoli del *Movimento della popolazione*, solo i dati per l'intero Stato, non quelli per i singoli compartimenti.

dell'influenza che la diversa durata del periodo di osservazione verosimilmente esercita nei confronti che abbiamo potuto eseguire tra le fecondità delle varie classi sociali di Cincinnati.

I dati sulla fecondità media delle primipare di Cincinnati (esclusi i casi patologici), che non hanno fatto uso di pratiche contraccettive, sono contenuti alla tavola XII. ma essi si riferiscono alle gravidanze, mentre quelli della tavola XXX relativi alle varie regioni d'Italia, si riferiscono ai nati vivi di parti semplici. Per rendere comparabili le due serie, è necessario moltiplicare i dati di Cincinnati, relativi ai lavoratori intellettuali per $\frac{398}{524} = 0{,}76$, che dà il rapporto dei nati vivi alle gravidanze per detta categoria in Cincinnati secondo i dati della tavola X; moltiplicare, analogamente, i dati per i lavoratori manuali per $\frac{2258}{2781} = 0{,}81$ e, infine, i dati per le famiglie sussidiate per $\frac{1290}{1503} = 0{,}86$. Le rispettive frequenze dei nati vivi per 100 ovulazioni, divengono allora $= 9{,}58$; 11,58 ; 13,33.

Si avverta che i dati della tavola XI non si riferiscono precisamente alle stesse donne a cui si riferiscono quelli per le primipare della tavola XII, come è stato avvertito a suo luogo ; essi comprendono invero primipare e pluripare, casi normali e casi patologici, donne che non hanno e donne che hanno fatto uso di pratiche contracettive. La riduzione che noi abbiamo operato ha quindi carattere approssimato.

Noi non conosciamo, d'altra parte, la durata media del matrimonio, precedente al contatto con la clinica, per i tre gruppi di donne, ma solo un indice di essa, fornito dalla durata media del matrimonio precedente ad una fecondazione di una pluripara, che è di anni 2,7 per i lavoratori intellettuali ; 5,1 per i lavoratori manuali ; 6,3 per le famiglie sussidiate (cfr. pag. 278). Possiamo però risalire – anche qui approssimativamente – da questi dati a quelli, in base alla relazione che siamo in grado di stabilire per i dati analoghi relativi a tutte le donne maritate che hanno o che non hanno fatto uso di pratiche contraccettive. Dalla tavola XIX si ricava che, il rapporto tra la durata media del matrimonio, precedente al primo contatto con la clinica, e la durata media del matrimonio, precedente alla fecondazione di

Intervallo medio (I_a) in anni tra le nozze e il concepimento di un primogenito

Durata del matrimonio al concepimento (in mesi) (a)	Piemonte	Liguria	Lombardia	Venezia Tridentina	Veneto	Venezia Giulia e Zara	Emilia	Toscana	Marche
2	0,081	0,080	0,077	0,075	0,076	0,079	0,079	0,077	0,076
3	0,115	0,113	0,109	0,105	0,105	0,110	0,110	0,108	0,104
15	0,439	0,404	0,401	0,352	0,341	0,375	0,393	0,377	0,348
27	0,671	0,594	0,576	0,473	0,448	0,508	0,552	0,527	0,455
39	0,848	0,724	0,690	0,557	0,510	0,609	0,651	0,624	0,515
51	0,992	0,824	0,777	0,601	0,555	0,686	0,716	0,695	0,555
111	1,396	1,115	1,046	0,775	0,670	0,905	0,899	0,868	0,675
171	1,540	1,183	1,136	0,851	0,712	0,961	0,971	0,943	0,722
231	1,565	1,216	1,155	0,851	0,725	1,004	0,984	0,972	0,740
291	1,570	1,223	1,161	0,851	0,730	1,023	0,984	0,975	0,740

Numero (N_a) di concepimenti di primogeniti nati vivi per cento anni di esposizione

2	1.240	1.246	1.297	1.337	1.319	1.273	1.261	1.295	1.323
3	872	887	917	952	952	906	912	925	963
15	228	248	250	284	293	267	254	265	287
27	149	169	174	212	223	197	181	190	220
39	118	138	145	180	196	164	154	160	194
51	101	121	129	166	180	146	140	144	180
111	71,6	89,7	95,6	129	149	110	111	115	148
171	64,9	84,5	88,0	118	140	104	103	106	138
231	63,9	82,2	86,6	118	138	100	102	103	135
291	63,7	81,8	86,1	118	137	97,7	102	103	135

Probabilità (F_a) per una coniugata che non ha ancora concepito di avere, durante durate del matrimonio nei vari compar

2	0,646	0,648	0,666	0,679	0,673	0,657	0,653	0,665	0,675
3	0,502	0,509	0,522	0,536	0,536	0,517	0,519	0,525	0,541
15	0,161	0,174	0,175	0,197	0,203	0,186	0,178	0,185	0,199
27	0,108	0,122	0,125	0,151	0,158	0,141	0,130	0,136	0,156
39	0,0868	0,101	0,106	0,129	0,140	0,119	0,112	0,116	0,139
51	0,0747	0,0892	0,0943	0,120	0,130	0,106	0,102	0,105	0,130
111	0,0536	0,0667	0,0710	0,0946	0,109	0,0815	0,0821	0,0848	0,108
171	0,0487	0,0630	0,0655	0,0865	0,103	0,0770	0,0762	0,0783	0,101
231	0,0480	0,0613	0,0645	0,0865	0,101	0,0738	0,0752	0,0761	0,0988
291	0,0478	0,0610	0,0641	0,0865	0,100	0,0724	0,0752	0,0759	0,0988

Tavola XXVIII.

nato vivo, per diverse durate del matrimonio nei vari compartimenti italiani.

Umbria	Lazio	Abruzzi e Molise	Campania	Puglie	Lucania	Calabria	Sicilia	Sardegna	Durata del matrimonio alla nascita (in mesi od anni)	
0,075	0,076	0,077	0,077	0,075	0,075	0,753	0,076	0,075	11	mesi
0,108	0,105	0,106	0,107	0,103	0,103	0,105	0,108	0,105	12	»
0,388	0,346	0,370	0,354	0,344	0,355	0,347	0,380	0,339	2	anni
0,533	0,453	0,505	0,469	0,469	0,478	0,465	0,511	0,436	3	»
0,604	0,522	0,587	0,529	0,544	0,551	0,532	0,593	0,485	4	»
0,656	0,574	0,640	0,568	0,590	0,587	0,577	0,647	0,521	5	»
0,807	0,710	0,783	0,698	0,721	0,668	0,694	0,812	0,628	10	»
0,879	0,788	0,837	0,767	0,784	0,697	0,747	0,889	0,691	15	»
0,901	0,806	0,841	0,791	0,809	0,703	0,779	0,908	0,714	20	»
0,901	0,810	0,844	0,798	0,831	0,703	0,797	0,918	0,719	25	»

Tavola XXIX.

al concepimento, per diverse durate di matrimonio nei vari compartimenti italiani.

1.333	1.319	1.302	1.303	1.326	1.333	1.329	1.312	1.333	11	mesi
930	953	943	931	968	968	954	928	956	12	»
258	289	271	283	291	282	288	263	295	2	anni
188	221	198	213	213	209	215	196	229	3	»
166	192	170	189	184	182	188	169	206	4	»
152	174	156	176	169	170	173	155	192	5	»
124	141	128	143	139	150	144	123	159	10	»
114	127	120	130	128	144	134	113	145	15	»
111	124	119	126	124	142	128	110	140	20	»
111	124	119	125	120	142	126	109	139	25	»

Tavola XXX.

un periodo ovulare, un concepimento che porti ad un nato vivo, per diverse timenti italiani (metodo di Pearl).

0,678	0,673	0,667	0,668	0,676	0,678	0,677	0,671	0,678	11	mesi
0,527	0,537	0,532	0,527	0,543	0,543	0,537	0,526	0,538	12	»
0,181	0,200	0,189	0,196	0,201	0,196	0,200	0,184	0,204	2	anni
0,135	0,157	0,142	0,152	0,152	0,149	0,153	0,140	0,162	3	»
0,120	0,137	0,123	0,136	0,132	0,131	0,135	0,122	0,147	4	»
0,111	0,126	0,113	0,127	0,122	0,123	0,125	0,112	0,138	5	»
0,0910	0,103	0,0936	0,105	0,101	0,109	0,105	0,0904	0,115	10	»
0,0839	0,0930	0,0879	0,0955	0,0936	0,105	0,0980	0,0829	0,106	15	»
0,0819	0,0911	0,0875	0,0927	0,0908	0,104	0,0941	0,0813	0,102	20	»
0,0819	0,0907	0,0872	0,0920	0,0885	0,104	0,0921	0,0804	0,102	25	»

una pluripara è $= \frac{6,3}{4,9} = 1,29$ per i lavoratori intellettuali; $= \frac{9,0}{6,5} = 1,38$ per i lavoratori manuali; $= \frac{9,9}{6,7} = 1,48$ per le famiglie sussidiate. Applicando questi coefficienti di riduzione alle rispettive durate di matrimonio alla fecondazione di una pluripara per le donne che non hanno fatto uso di pratiche contraccettive, si ottiene la probabile durata del loro matrimonio al primo contatto con la clinica e cioè $2,7 \cdot 1,29 = 3,5$ per i lavoratori intellettuali; $5,1 \cdot 1,38 = 6,9$ per i lavoratori manuali; $6,3 \cdot 1,48 = 9,3$ per le famiglie sussidiate.

Prendiamo ora sott'occhio la tavola XXX. La fecondità delle primipare per i lavoratori intellettuali di Cincinnati (9,58 primogeniti nati vivi per 100 ovulazioni) che avevano concepito nei primi 3,5 anni = 42 mesi dalle nozze, corrisponde presso a poco alla fecondità delle primipare della popolazione ligure. Per la Liguria, infatti, si può calcolare, mediante una interpolazione logaritmica [1], che, trascorsi 42 mesi di matrimonio, si avevano 9,77 concepimenti di primogeniti nati vivi per 100 ovulazioni. Dopo 9,3 anni = 112 mesi, si può calcolare analogamente che, in Liguria si contino 6,66 concepimenti di primogeniti nati vivi per 100 ovulazioni. Ammettendo che la diminuzione avvenga per i lavoratori intellettuali di Cincinnati nella stessa proporzione [2] si dovrebbero contare dopo 9,3 anni di matrimonio, circa 6,5 primogeniti per 100 ovulazioni. Si conclude dunque che, se il periodo di osservazione per i lavoratori intellettuali di Cincinnati fosse stato, invece che di 3,5, di 9,3 anni, come è stato per le famiglie sussidiate, il numero dei primogeniti nati vivi per 100 ovulazioni sarebbe stato, anzi che di 9,58, di circa 6,5. Eseguiamo un calcolo analogo per i lavoratori manuali di Cincinnati. La loro fecondità risulta analoga a quella delle popolazioni del Veneto

---

(1) Per le durate del matrimonio (al concepimento) da 27 a 111 mesi, il logaritmo della probabilità di concepire in un intervallo ovulare si può riguardare come una funzione lineare del logaritmo della durata del matrimonio.

(2) Si avverta che la correzione che si opera nel testo deve ritenersi solo approssimata, perchè, mentre per i compartimenti italiani la durata considerata è la durata di tutti i matrimoni, per Cincinnati la durata considerata è solo la durata *media* dei matrimoni.

e delle Marche e si può calcolare che, se il periodo di osservazione dei loro matrimoni fosse stato di 9,3 anni, invece che di 6,9, il numero dei concepimenti di primogeniti nati vivi per 100 ovulazioni sarebbe stato, anzi che di 11,58, di circa 10,8 [1]. Se, dunque, tutte e tre le categorie considerate (lavoratori intellettuali non sussidiati, lavoratori manuali non sussidiati, lavoratori sussidiati) avessero avuto la stessa durata media di matrimonio = 9,3 anni, la fecondità netta delle primipare sarebbe stata di 6,5 ; 10,8 ; 13,3. La fecondità delle primipare per i lavoratori intellettuali non sussidiati sarebbe stata dunque inferiore di oltre la metà a quella delle famiglie sussidiate e la fecondità dei lavoratori manuali sarebbe risultata intermedia tra le due, per quanto più vicina a quella delle famiglie sussidiate.

Ricordiamo ancora una volta che questo nostro calcolo è, per molte ragioni, approssimato. Noi infatti abbiamo solo potuto calcolare approssimativamente per Cincinnati la frequenza di primogeniti nati-vivi per 100 ovulazioni, del pari che la durata del periodo di osservazione. Questa durata del periodo di osservazione è poi solo una durata media e noi abbiamo già messo in evidenza (pagg. 270-71) che la fecondità corrispondente alla durata media dei periodi di esposizione non coincide con la media della fecondità corrispondente ai singoli periodi. Nè possiamo escludere che la diminuzione dei coefficienti di fecondità, col crescere del periodo di esposizione, avvenga con ritmo più o meno diverso a Cincinnati che nei compartimenti italiani. Tanto meno possiamo escluderlo quando si tenga presente che, mentre per le donne di Cincinnati considerate dalla Stix le pratiche contraccettive sono escluse, queste non si possono escludere per le donne italiane. Non credo però che nel Veneto e nelle Marche tali pratiche esercitino un'influenza sensibile sulla fecondità delle primipare e, se in Liguria esse potessero avere una influenza sensibile, sarebbe difficile in ogni modo affermare che questa sia diversa per le diverse durate di matrimonio. Per quanto largamente approssimativo, riteniamo pertanto il nostro calcolo attendibile e i suoi risultati significativi.

---

(1) Sarebbe stata di 10,82, se la diminuzione avesse avuto la stessa intensità che si riscontra per il Veneto e di 10,78 se la diminuzione avesse avuto la stessa intensità che si riscontra per le Marche.

Possiamo dunque concludere che i dati sulla fecondità delle primipare per le varie classi sociali, di cui disponiamo per Cincinnati – quando vengano eliminate le donne che hanno ricorso a pratiche contraccettive e le cifre sieno rese comparabili eliminando i periodi post-puerperali di amenorrea e riducendo i matrimoni alla stessa durata media – mostrano forti differenze a vantaggio delle classi più bisognose e a svantaggio delle classi intellettuali. Questo risultato si accorda con la teoria che la riproduttività differenziale tra le classi sociali abbia un sostrato biologico [1].

* * *

23. Comunque lungo sia il periodo di osservazione, in modo che possa praticamente ritenersi $F_n = p$, è da tenere presente che F_n non può dare in ogni modo se non la fecondità dei matrimoni che sono atti ad avere figli, la quale è notevolmente diversa dalla fecondità di tutti i matrimoni. Si può facilmente risalire da quella a questa – si dirà – perchè è comunemente ammesso dai ginecologi che la percentuale di sterilità dei matrimoni è all'incirca del 10 %. Senza intrattenermi a discutere dell'attendibilità di questa percentuale e della verosimiglianza che la sterilità del matrimonio assuma in tutti i tempi e in tutte le popolazioni la stessa altezza, importa qui mettere in guardia contro un equivoco in cui frequentemente si cade in questa materia. Col 10 % si intende indicare la percentuale delle *coppie che si sposano in prime nozze*, le quali non possono avere figli.

---

(1) E' pure il caso di ricordare qui i dati pubblicati dal Dr. D. Baird, relativi, se male non intendo, alla città di Edimburgo, Dugald Baird, *Variations in Reproductive Pattern according to social classes*, in «The Lancet», 13 luglio 1946. L'intervallo tra il matrimonio e il primo parto (esclusi i concepimenti prenunziali) non risulterebbe diverso, a pari età della madre, per le classi alte e per le basse quando detta età non raggiunge i 30 anni; ma, per le età superiori, risulterebbe più basso nelle classi basse. Si deve, d'altra parte, tener presente che le primipare delle classi alte non avevano avuto concepimenti prenuziali, mentre questi raggiungevano ben il 30% tra le primipare delle classi basse e, data la maggiore fecondità (cfr. pag. 238) delle donne che concepiscono prima del matrimonio, si deve ritenere che ciò dovesse tendere ad abbassare la fecondità delle primipare che concepivano in corso di matrimonio. Questi dati starebbero quindi ad attestare una minore fecondità delle classi alte, nell'ipotesi che le pratiche contraccettive tra il matrimonio e la prima concezione non fossero tra esse più frequenti ed efficienti che tra le classi basse.

Diversa e superiore è la percentuale dei *matrimoni esistenti nella popolazione* che non possono avere figli [1].

Se con $f_0, f_1, f_2, \ldots f_\omega$ si indica la percentuale dei matrimoni esistenti nella popolazione, che hanno avuto rispettivamente almeno 0, 1, 2 ... ω figli (dove è ovviamente $f_\omega < f_{\omega-1} < \ldots < f_2 < f_1 < f_0 = 1$) e con $s_0, s_1, s_2 \ldots s_\omega$ la probabilità che un matrimonio della rispettiva categoria sia sterile, la percentuale s delle coppie di sposi sterili si può ritenere approssimativamente [2] corrispondente al prodotto $C_0 = f_0\, s_0 = s_0$, mentre la percentuale dei matrimoni sterili corrisponde alla somma dei prodotti $C = f_0\, s_0 + f_1\, s_1 + f_2\, s_2 + \ldots + f_\omega\, s_\omega$, che è ovviamente superiore a C_0, tutti i prodotti essendo positivi. Gli è che molti matrimoni divengono sterili dopo aver avuto un figlio ed altri dopo averne avuto 2 o 3 e così via [3]. Mentre il valore di $C_0 = s_0$ è di solito indicato nel 10 %, non si è mai – che io sappia – determinato il valore di C.

La dimostrazione si può mettere sotto un'altra forma, che ci può aiutare a farci un'idea di quale possa essere il valore di C. La percentuale di coppie sterili cresce ovviamente con l'età. Qualora si potesse ammettere che la percentuale di sterilità delle coppie crescesse linearmente con l'età della sposa detta percentuale per le coppie in prime nozze corrisponderebbe alla percentuale di sterilità valevole per l'età media delle spose nubili che non hanno mai raggiunto la menopausa, mentre la percentuale di sterilità per le coppie esistenti nella popolazione corrisponderebbe alla percentuale di sterilità valevole per l'età media delle coniugate esistenti nella popolazione che non hanno ancora raggiunto la menopausa. Questa età media è naturalmente molto superiore a quella: per l'Italia, intorno al 1936, di circa 9 anni. L'età media delle coniugate sotto 45 anni, secondo il censimento del 1936, risulta infatti di quasi 33 anni, mentre

---

(1) Si intende, nei due casi, riferirsi alle donne che non hanno ancora raggiunto la menopausa e ai matrimoni che non possono avere figli per sterilità dell'uno o dell'altro dei coniugi.

(2) La corrispondenza non è esatta perchè gli sposi non figurano tra i coniugati censiti con la stessa probabilità, ma con probabilità proporzionali alla durata del loro matrimonio.

(3) Pare anzi che sia essenzialmente per effetto dei parti successivi che cresce con l'età la sterilità della donna. Vedi, in proposito, pagg. 293-96.

l'età media delle spose nubili in prime nozze del 1937, che non avevano ancora 45 anni, non raggiungeva 24 anni.

Aggiungasi che la differenza nelle percentuali di sterilità tra coppie di sposi in prime nozze e coppie di coniugati esistenti nella popolazione è in realtà più forte di quella che si desume dalla sola differenza di età, poiché, a pari età, la sterilità è più frequente per le donne che hanno avuto figli e cresce col numero di questi.

Per serrare più dappresso la verità, possiamo ricorrere ad un altro procedimento.

Vi è ragione di credere che i valori di s_0, s_1, s_2... s_ω non sieno molto diversi tra loro [1]. Supposto che sieno tutti $= s$, si ha $C = s\,F$, dove è $F = f_0 + f_1 + \ldots + f_\omega$ ed ovviamente $F = \frac{C}{s} > 1$ per essere $f_0 = 1$ e positivi tutti i valori successivi $f_1, f_2 \ldots f_\omega$.

Ora ci si persuade facilmente che, indicando con M il numero medio di figli avuti, è $f_1 + f_2 + \ldots + f_\omega = M$ e quindi $F = M + 1$ [2]. Per l'Italia, nel 1931, è risultato per le donne co-

---

(1) Whelpton e Kiser hanno calcolato per Indianapoiis che il 90,2% di tutte le coppie potrebbero avere il 1° figlio, il 90% di quelle capaci di avere un primo figlio potrebbero averne un secondo, l'88.4% di quelle capaci di averne un secondo potrebbero averne un terzo e in generale che il 90% delle *coppie capaci di avere x figli* potrebbe avere un altro figlio, sempre nell'ipotesi di non fare ricorso a pratiche contraccettive (*The comparative Influence on Fertility of Contraception and Impairments of Fecundity*, «Milbank Mem. Fund. Quart.», aprile 1948, pagg. 185-187). L'applicazione di tale percentuale alle coppie che *hanno avuto x figli* suppone che le coppie che potevano averli e non li hanno avuti, avendo fatto ricorso a pratiche contraccettive, presentino le stesse percentuali di sterilità delle coppie che a dette pratiche non hanno fatto ricorso.

(2) Indicando con n_0, n_1..... n_ω il numero delle famiglie con 0,1,...ω figli e con N il loro totale sarà

$$\frac{1}{N}(n_0 + n_1 + n_2 + \ldots. + n_\omega) = f_0$$

$$\frac{1}{N}(\quad n_1 + n_2 + \ldots. + n_\omega) = f_1$$

. . . . . .

. . . . . .

$$\frac{1}{N}(\quad n_\omega) = f_\omega$$

niugate una o più volte (escluse le vedove, separate e divorziate), $M = 3{,}89$ [1]. Possiamo quindi concludere che F si avvicina a 5 e quindi che la percentuale di sterilità dei matrimoni esistenti nella popolazione italiana è di quasi cinque volte la percentuale corrispondente nelle coppie che si sposano in prime nozze.

* * *

24. Le considerazioni svolte nei precedenti paragrafi sono atte a spiegare i risultati inverosimili, a cui Stix e Notestein sono arrivati calcolando la prolificità potenziale dei matrimoni americani.

Per le bianche di Bronx, essi calcolano che, se una donna si fosse sposata a 20 anni e avesse vissuto in regime matrimoniale fino a 45, senza mai fare uso di pratiche contraccettive, avrebbe avuto una media di circa 14 gravidanze (esattamente 13,67). Questo risultato è ottenuto (cfr. tavola XXXI) attribuendo alle diverse categorie di donne (distinte in primipare e pluripare e, queste ultime, suddistinte secondo gli anni trascorsi dal matrimonio) i rispettivi coefficienti di fecondità naturale e quindi i rispettivi intervalli protogenesici o intergenesici, risultanti, durante i periodi in cui non facevano uso di pratiche contraccettive, per

---

da cui, sommando,

$$\frac{1}{N}\left[n_0 + 2\,n_1 + 3\,n_2 + \ldots\ldots + (\omega + 1)\,n_\omega\right] = F$$

o anche

$$\frac{1}{N}\,(N + n_1 + 2\,n_2 + \ldots\ldots + \omega\,n_\omega) = F$$

da cui

$$1 + \frac{1}{N}(n_1 + 2\,n_2 + \ldots\,\omega\,n_\omega) = 1 + M = F$$

(1) Vedi Istituto Centrale di Statistica. *VII Censimento Generale della popolazione*, 21 aprile 1931, vol. VI : *Indagine sulla fecondità della donna*, Roma, 1936, p. 18*, da cui si ricava che il numero delle coniugate una o più volte censite nel 1931, fu di 7.728.724 con un numero totale di figli, viventi o premorti di 30.078.126.

TAVOLA XXXI.

Produttività media della donna che non ha fatto mai ricorso a pratiche contraccettive, sposata a 20 anni e vissuta in regime matrimoniale fino a 45 anni. (1)

ORDINE DEL PARTO E DURATA DEL MATRIMONIO PER LE PLURIPARE	Mesi di matrimonio per gravidanza	Gravidanze per anno di vita matrimoniale	Anni vissuti in media da una donna	Numero delle gravidanze
Primi parti	13,6	0,88	1,14 (=1:0,88)	1,00
Parti successivi				
0–4 anni	20,0	0,60	3,86 (=5–1,14)	2,32
5–9 »	20,4	0,59	5,00	2,95
10–14 »	21,4	0,56	5,00	2,80
15–29 »	26.1(2)	0,46(2)	10,00	4,60(2)
Totale . . .	—	—	25 —	13,67

le donne che avevano consultato le cliniche neo-malthusiane. Supponendo che le donne si sposino e siano atte a concepire nella proporzione dell'80 %, e che l'85 % delle gravidanze porti a un nato vivo, le 14 gravidanze, calcolate come sopra è detto, si ridurrebbero a 9,3 nati vivi (3) per ogni donna sposata o non sposata.

Certamente tali medie giustificherebbero il ricorso alle pratiche anticoncezionali, perchè nessuna popolazione potrebbe sussistere lasciando libero corso a una tale fecondità!

Vivendo negli Stati Uniti d'America, i nostri autori – a quanto pare – non si rendevano conto di ciò che può essere la fecondità di una popolazione che non faccia ricorso alle pratiche contraccettive. Coloro che, in altre parti del mondo, sono stati a contatto con tali popolazioni troveranno certamente inverosimili tali medie (4). Per spiegarle, Stix e Notestein fanno appello alla

---

(1) Dati ricavati da STIX e NOTESTEIN, *Controlled Fertility*, op. cit., tavole 9 e 10, pag. 32.

(2) Dati applicati alle donne in età di 35-44 anni.

(3) Cfr. STIX e NOTESTEIN, *Controlled Fertility*, pag. 148.

(4) In una nota a pag. 33 del volume *Controlled Fertility*, STIX e NOTESTEIN, nell'intento di dimostrare la verosimiglianza del loro risultato, portano tre esempi (tutti e tre relativi, a quanto pare, a donne immi-

selezione, che si sarebbe verosimilmente prodotta nella popolazione di Bronx, la clinica avendo attirato soprattutto donne che concepivano facilmente; per le altre cliniche, dove essi pensano che la selezione sia stata meno intensa, le medie ottenute, anzichè di 9,3, erano di 8,7 nati vivi a Cincinnati, di 7,3 per le bianche e di 8,5 per le negre (non sifilitiche) di Spartanburg [1]. Per la popolazione generale americana, nel 1790, la media sarebbe stata di 7,8. I nostri autori ne concludono che verosimilmente la fecondità attuale della popolazione generale americana non resta sensibilmente al di sotto del livello toccato nel 1790 [2], quando – essi osservano – la popolazione era una delle più feconde che mai siano state osservate.

Ora, questi risultati non solo sono sorprendenti, ma contraddicono a tutto ciò che da altre fonti noi conosciamo sull'evoluzione della fecondità della popolazione americana. Basti ricordare che, secondo le genealogie, la percentuale dei matrimoni senza figli sarebbe oggi negli Stati Uniti ben sei volte più alta di quanto era al secolo XVIII [3], mentre l'assenza di figli sarebbe oggi involontaria, secondo qualche inchiesta (New York; matrimoni con-

---

grate: una sposata a un lavoratore italiano, una seconda nata a Porto Rico e una terza in Austria), che avevano avuto rispettivamente 8, 7 e 10 gravidanze in 12, 8 e 15 anni di matrimonio. Va da sè che tali casi eccezionali — tutti relativi a donne immigrate, che sono caratterizzate da alta fecondità — non hanno nessun valore probatorio nel senso loro attribuito dai nostri autori. Dato il loro carattere eccezionale, essi non fanno anzi che confermare la regola.

(1) Dobbiamo d'altra parte domandarci se possa ammettersi – come in questi calcoli si faceva – che l'età al matrimonio fosse la stessa per tutte queste categorie di donne. Per le negre di Spartanburg, essa è in realtà notevolmente più bassa e la STIX ha effettivamente eseguito per esse un calcolo analogo al precedente, ma supponendo che vadano a marito anziché a 20, a 15 anni e distinguendo tra esse le donne normali dalle sifilitiche. Per le prime, la STIX trovava le medie di 15 gravidanze e 13 nati vivi per donna coniugata e, per le seconde, le medie, leggermente più basse ma sempre molto rispettabili, di 13 gravidanze e 10 nati vivi per donna coniugata. Cfr. R. K. STIX, *Syphilis and uncontrolled Fertility* (« American Journal of Obstetrics and Gynecology », agosto 1941, pag. 299).

(2) STIX e NOTESTEIN, *Controlled Fertility*, pag. 148.

(3) Vedi F. H. HANKINS, *Has the Reproductive Power of Western Peoples Declined?* (in: *Problems of Population*, edited by G. H. L. F. PITT-RIVERS, London, Allen & Unwin, 1932, pag. 181).

tratti negli anni 1900-1926), nell'80% [1] e, secondo qualche altra (Indianopolis ; matrimoni contratti negli anni 1927-29), nel 60% dei casi [2].

Come si spiegano tali risultati ?[3].

Anzitutto, con la circostanza che nei calcoli si esagera la fecondità delle donne atte ad avere figli, desumendola dalla quantità F_n, che è sempre, come abbiamo visto ai §§ 12, 21 e 22, superiore al valore vero di detta fecondità. Le tavole XXVIII, XXIX e XXX mostrano come, in pratica, solo dopo un periodo di 15 o 20 anni si possa ritenere che il valore di F_n costituisca una buona approssimazione del valore di p.

Ora le donne, che, non avendo fatto uso di pratiche contraccettive, prendono contatto con le cliniche neo-malthusiane, si reclutano generalmente tra quelle che non hanno avuto figli durante un periodo relativamente breve, perchè quelle che, non facendo ricorso a pratiche contraccettive, non hanno figli durante molti anni, evidentemente non si preoccupano di acquistare o approfondire le conoscenze delle pratiche contraccettive, facendo ricorso ad una clinica neo-malthusiana. Dovevano pertanto restare escluse, dalle pazienti delle cliniche neo-malthusiane su cui gli autori americani basavano le loro ricerche, le donne che erano in osservazione da un periodo molto lungo. È pertanto da attendersi che la misura della fecondità, ottenuta da questi autori per le donne che non facevano ricorso alle pratiche contraccettive, dovesse dare un'immagine esagerata della fecondità naturale della donna.

In secondo luogo, si spiegano con la circostanza che, per passare dal numero medio delle gravidanze per coniugata feconda

---

(1) « 70 to 80 per cent of the native white childless women and 80 to 85 per cent of the foreign white childless women in the sample could be regarded as involuntarily without offspring », C. N. Kiser, *Voluntary and involuntary Aspects of Childlessness* (« Milbank Mem. Fund Quart. », gennaio 1939), nota a pagg. 63-64.

(2) Vedi Whelpton e Kiser, art. cit. dell'aprile 1948, pag. 220. Sull'aumento della mancanza involontaria di figli negli Stati Uniti d'America, vedi anche la nota dal titolo *The Incidence of Sterility*, in « Human Fertility », vol. 12, n. 3, settembre 1947, pagg. 216-218 e 220.

(3) Nell'articolo già citato *Sur la mesure de l'efficacité des pratiques anticonceptionnelles* era stata data una spiegazione parziale riguardante l'influenza della prima circostanza (cfr. pag. 30 in relazione a pag. 26). Qui la spiegazione viene completata con la segnalazione della seconda circostanza.

al numero medio delle gravidanze per donna coniugata o meno, si applica un coefficiente (dell'80 %) troppo elevato. Questo coefficiente corrisponde invero ad una percentuale di sterilità del 10 % e ad una percentuale di donne sposate dell'89 %. Se non che la prima percentuale è, se mai, ammissibile, come si è detto (§ 23), per le donne nubili all'atto del matrimonio, non per le donne coniugate esistenti nella popolazione. Essa potrebbe applicarsi tutt'al più ai dati della prima linea della tavola XXXI, relativa al periodo anteriore al primo parto, non ai dati delle linee successive relativi al periodo posteriore al primo parto. La percentuale poi dell'89 % risponde alla percentuale delle donne americane che, all'età in cui si chiude normalmente il periodo fecondo, non sono rimaste nubili, mentre, per che la sua applicazione fosse giustificata, dovrebbe essere applicabile per tutto il periodo fecondo considerato, dai 20 ai 45 anni. [1]

---

(1) Whelpton e Kiser hanno calcolato (art. cit., del gennaio 1947, tavola 14, pag. 104) il numero medio dei concepimenti e quello dei nati vivi, che sarebbe da attendersi nelle famiglie bianche relativamente feconde di Indianopolis, qualora non avessero mai fatto uso di pratiche contraccettive, nell'ipotesi che presentassero la stessa frequenza di concepimenti che si è in realtà osservata nei periodi in cui a tali pratiche non facevano ricorso. È risultata una media per coniugata di 7,7-7,8 concepimenti e di 6,8-6,9 nati vivi. Questo numero medio di nati vivi risulta più o meno fortemente inferiore a tutte le medie di nati vivi, per donna coniugata o meno, calcolate da Stix e Notestein per le varie popolazioni da essi studiate (da 7,3 a Spartanburg a 9,3 a Bronx). Si noti che le medie di Whelpton e Kiser si riferiscono alle donne coniugate e quelle di Stix e Notestein a tutte le donne coniugate o meno e che le coppie di Indianopolis sono, non scelte a caso, ma scelte come particolarmente feconde e che per giunta la loro fecondità viene, come già abbiamo rilevato, esagerata dal fatto che le coppie, che non hanno avuto figli durante un certo periodo, sono state eliminate supponendo che ciò fosse dovuto alla loro scarsa fecondità, mentre poteva essere dovuto esclusivamente alla brevità del periodo considerato. Nel successivo articolo dell'aprile 1948, Whelpton e Kiser hanno indicato la media delle gravidanze e dei nati vivi per tutti i matrimoni di Indianopolis oggetto del loro studio, che sono rispettivamente di 5,3 e 4,6. Avvertasi che si tratta di matrimoni, in cui gli sposi, al momento delle nozze, non avevano raggiunto una certa età (40 anni per l'uomo e 30 per la donna) e che avevano una durata da 12 a 15 anni. Questi confronti costituiscono una eloquente riprova della esagerazione dei risultati a cui, per le ragioni spiegate nel testo, erano giunti Stix e Notestein.

* * *

25. Corretto è invece, dal punto di vista che qui ci interessa, il metodo corrente, che determina la *fecondità matrimoniale delle donne maritate*, ragguagliando il numero dei nati vivi legittimi o delle gravidanze intervenute in corso di matrimonio al numero di tutte le donne coniugate viventi in età da 15 a 45 o da 15 a 50 anni. Esso equivale infatti, nell'ipotesi diuna popolazione stabile, a ragguagliare i nati vivi o le gravidanze alla durata totale dei matrimoni compresa tra la prima mestruazione e la menopausa [1]. Detto metodo è stato da noi perfezionato eliminando il periodo della gravidanza e un certo periodo successivo (che può essere diverso secondo le varie popolazioni e le varie classi sociali) per tener conto del periodo di amenorrea. È il metodo che abbiamo applicato nel 1924 alla popolazione complessiva italiana [2]. Un ulteriore perfezionamento si ottiene eliminando, quando ve ne sieno, i nati da concepimenti prematrimoniali (che si possono ritenere approssimativamente corrispondenti ai nati durante i primi 9 mesi di matrimonio) ed eliminando corrispondentemente le loro madri dalle esposte al rischio durante la parte della gravidanza che si è svolta in corso di matrimonio e durante il successivo periodo di amenorrea. Così perfezionato, il metodo è stato applicato alle famiglie reali, mediatizzate e principesche di Europa, ed ha portato ad un'immagine della curva della fecondità della donna secondo l'età, che è sostanzialmente diversa da quella che si ottiene col metodo corrente [3]. Il metodo è stato poi applicato da altri autori (Mukherji, Livi, Paglino) [4].

Avvertasi che noi consideriamo, non le sole madri e per il solo periodo del matrimonio anteriore all'ultima gravidanza o

---

(1) Cfr. l'articolo *Sur la mesure de la fécondité des mariages*, 1933, pag. 73 e anche K. A. Edin e E. P. Hutchinson, *Studies of differential fertility in Sweden*, London, King, 1935, pag. 28.

(2) In *Nuove ricerche*, ecc., art. cit., pagg. 273–279

(3) Nella citata comunicazione *Su la curva della fecondità*, ecc. e nell'articolo, pure citato, *Su la determinazione*, ecc.

(4) Vedi gli scritti di L. Livi e A. C. Mukherji citati alla nota (1) a pagine 222 e segg. e alla nota (3) a pagg. 233 e segg. Il Dott. F. Paglino ha discusso presso la Facoltà di Scienze Statistiche, Demografiche ed Attuariali dell'Università di Roma, una dissertazione di laurea *Sulla misura della fecondità matrimoniale della donna*, che, con ulteriori svolgimenti, è stata pubblicata nel precedente numero di « Metron » (vol. XIV, n. 2-4).

al successivo contatto con la clinica o con la visitatrice da questa inviata; ma tutte le donne, abbiano o meno figli e per tutta la loro vita matrimoniale anteriore alla menopausa. Sta qui l'altra differenza, di cui dicevamo a pag. 234, tra il nostro metodo e i metodi degli autori americani. Da questo punto di vista, il metodo applicato da Stix e Notestein e dalla Stix differisce però alquanto da quello di Pearl, in quanto quest'ultimo considera le madri per il periodo di esposizione della loro vita matrimoniale che va fino all'ultima gravidanza, mentre i primi le considerano per il periodo che arriva sino alla data del contatto con la clinica neo-malthusiana o della successiva intervista con l'infermiera (cfr. pag. 266).

Al fine di misurare la portata dei due fattori, ho istituito un'apposita ricerca di saggio. Essa riguarda 401 matrimoni di famiglie sovrane o mediatizzate; i dati originari sono stati dal prof. F. Savorgnan ricavati dall'*Almanacco di Gotha* e furono da noi già usati per illustrare alcune applicazioni del nostro metodo alla demografia e alla matematica attuariale [1]. Ai fini della presente ricerca, i dati furono elaborati a cura del compianto dott. F. Paglino, prima, e, venuto egli meno ai vivi, a cura del dott. Mario Coppini, assistenti entrambi nella Facoltà di Scienze Statistiche, Demografiche e Attuariali della Università di Roma.

I risultati sono condensati nella tavola XXXII.

Nelle elaborazioni, si è supposto che la gravidanza abbia sempre durato 9 mesi e che, dopo questi, la donna resti in media esclusa dalla fecondazione per altri 3 mesi (cfr. pag. 237). Perciò la concezione si è supposta avvenuta 9 mesi prima del parto, tranne nell'ipotesi in cui essa veniva a cadere prima dell'inizio del matrimonio, nella quale ipotesi il caso non è stato considerato. Trascorso un anno da una concezione, si è considerata la donna nuovamente esposta al rischio, fatta eccezione solo per quei casi in cui due concezioni successive distavano tra loro

---

(1) Cfr. gli articoli, già citati, *Sulla curva della fecondità matrimoniale della donna secondo l'età*, « Bulletin de l'Institut Int. de Statistique », Sessione di Londra, 1934. Tome XXVIII, 2e Livraison, e *Sulla determinazione dei quozienti di eliminazione e in particolare sui metodi delle durate esatte e delle durate medie nell'ipotesi di saggi istantanei di eliminazione costanti*, in « Metron », vol. XII, n. 3, 5 dicembre 1935. A quest'ultimo articolo rinvio per particolari sui dati originali.

meno di un anno. I parti gemellari sono stati considerati come frutto di un'unica concezione.

I dati della colonna 2 differiscono da quelli della colonna 3, perchè, nel calcolo dei secondi, relativi alle primipare, non è stato considerato il periodo di esposizione al rischio delle coniugate che non hanno avuto figli, e, per quelli relativi alle pluripare, non è stato considerato il periodo di esposizione al rischio delle coniugate che non hanno avuto un secondo figlio. I dati della colonna 2 differiscono poi da quelli della colonna 4 anche perchè, in questi ultimi, non vengono neppure considerati, per le pluripare, i periodi di esposizione successivi al loro ultimo parto.

I dati della colonna 2 sono dunque calcolati secondo il metodo corretto, da noi proposto ed applicato. Il metodo adottato dal Pearl corrisponde, per quanto ha attinenza ai due fattori di cui qui si vuole mettere in luce l'influenza, al procedimento con cui sono stati ottenuti i dati della colonna 4 e il metodo adottato dalla Stix e da Stix e Notestein corrisponde ad un procedimento intermedio tra quello con cui sono stati ottenuti i dati della colonna 3 e quello con cui sono stati ottenuti i dati della colonna 4 (ma verosimilmente più vicino al secondo), in quanto, nelle ricerche di questi autori, il periodo di esposizione al rischio considerato va al di là dell'ultima gravidanza, ma non sino alla menopausa o allo scioglimento del matrimonio.

Il confronto tra i dati delle colonne 2 e 3 ci dice che il considerare le coniugate che non hanno avuto figli (sia perchè erano sterili, sia perchè non hanno avuto tempo di averne) porta a una differenza notevole nel coefficiente di fecondità (da 2,9 a 2,2 gravidanze per 100 ovulazioni). Tale differenza sarebbe solo in piccola parte corretta moltiplicando il secondo coefficiente per il fattore di correzione 0,9, al fine di tener conto della percentuale di donne sterili, usualmente fissata al 10 %. La differenza che sussiste tra il coefficiente così corretto (= 2,6) e il coefficiente esatto (= 2,2) ci dà un limite inferiore dell'inesattezza che si commette col metodo adottato dalla Stix e da Stix e Notestein. La differenza è forte sopratutto per le primipare; per le pluripare, la sua intensità diminuisce col crescere della durata del matrimonio.

I dati della colonna 4 non differiscono da quelli della colonna 3 per ciò che concerne le primipare; per le pluripare, invece, essi ne differiscono decisamente, e tanto più quanto maggiore è l'in-

tervallo dal matrimonio. La differenza per le pluripare determina una forte differenza anche per il complesso delle coniugate (5,7 gravidanze per 100 ovulazioni, in luogo di 2,9). Queste differenze mettono in luce l'influenza che ha il trascurare i periodi di esposizione al rischio successivi all'ultima gravidanza.

Anche maggiori sono naturalmente le differenze tra i dati delle colonne 2 e 4 che rispecchiano l'influenza cumulativa dei due fattori considerati. Al coefficiente esatto del 2,2 %, indicato nella colonna 2 per tutte le coniugate, fa riscontro un coefficiente del 5,7 %, che, moltiplicato per il fattore di riduzione 0,9 per tener conto della percentuale di donne sterili, si ridurrebbe al 5,1 %. La differenza tra i due coefficienti 5,1 e 2,2 ci dà la misura dell'errore che in pratica si commette adottando il metodo di Pearl per misurare la fecondità delle coniugate non sterili. L'errore risulta fortissimo, così per le primipare come per le pluripare e, per queste, tanto più forte quanto più è lunga la durata del matrimonio.

Tavola XXXII.

Fecondità matrimoniale (*gravidanze per* 100 *ovulazioni*) *nelle famiglie sovrane e mediatizzate* (401 *matrimoni*).

Coniugate considerate e durata del matrimonio delle pluripare	considerando l'intero periodo di esposizione al rischio di tutte le coniugate considerate (Metodo di Gini)	escludendo il periodo di esposizione al rischio delle coniugate considerate che non ebbero figli	ecludendo il periodo di esposizione al rischio delle coniugate considerate che non ebbero figli e, per le altre coniugate considerate, il periodo di esposizione successivo all'ultima gravidanza (Metodo di Pearl)
1	2	3	4
Tutte le coniugate . .	2,2	2,9	5,7
Primipare	2,5	8,1	8,1
Pluripare: Totale . . .	2,2	2,3	5,7
di cui con durata del matrimonio di			
0– 4 anni	5,4	6,1	6,8
5– 9 »	2,0	2,2	4,0
10–14 »	1,0	1.1	3,8
15 e più »	0,46	0,48	10,1

* * *

26. Un altro strano risultato delle ricerche di Stix e Notestein trova pure plausibile spiegazione nella inesattezza del metodo da essi usato per misurare la fecondità delle donne prima che abbiano preso contatto con la clinica.

L'efficacia delle misure contraccettive risulta a questi autori molto più elevata dopo la consultazione della clinica di quanto non lo fosse prima. Ciò è messo in luce dalla tavola XXXIII [1], che mostra (col. 4) come, dopo la consultazione della clinica, la percentuale delle gravidanze sarebbe diminuita in una misura che varia da un minimo del 61 % a un massimo dell'81 %. Ciò è ben naturale – si dirà – è l'effetto delle prescrizioni fornite dagli esperti della clinica. Ma la diminuzione risulta pure fortissima (tra il 37 % e il 64 %), quando le coppie, dopo la consultazione, hanno fatto ricorso a pratiche anticoncezionali diverse da quelle consigliate dalla clinica (col. 7) e, per certi gruppi di donne (Bronx, bianche di Spartanburg), la diminuzione è uguale o quasi uguale a quella verificatasi quando esse hanno seguito le prescrizioni ricevute alla clinica (cfr. colonne 5 e 6), ciò che non quadra affatto con la spiegazione suddetta. Il risultato è sorprendente, riconoscono Stix e Notestein [2].

Come spiegarlo? È forse perchè, nel periodo posteriore alla consultazione della clinica, i periodi dell'allattamento e della amenorrea assumono una maggiore durata? Questo fattore è stato esaminato dai nostri autori che l'hanno però trovato senza importanza [3]. Può il maggiore successo dopo la consultazione della clinica dipendere dal fatto che le coppie, pur non seguendo le prescrizioni ricevute, adottano misure diverse e più efficaci di quelle impiegate in precedenza? [4] Neppure questa spiegazione è sostenibile, perchè, almeno per il gruppo di Bronx, quando

---

(1) La tavola è ricavata dal citato articolo *Sur la mesure de l'efficacité des pratiques anticonceptionnelles*. In detto articolo sono esaminati i vari metodi per misurare l'efficacia delle pratiche contraccettive, mostrando gli inconvenienti di ciascuno.

(2) Stix e Notestein, *Controlled Fertility*, pag. 109.

(3) Stix e Notestein, *Controlled Fertility*, pag. 107, nota 4).

(4) Stix e Notestein, *Controlled Fertility*, pag. 110.

le coppie hanno continuato a far uso degli stessi mezzi di prima, la frequenza delle gravidanze è in ogni modo discesa fin quasi alla metà (vedi la tavola XXXIV).

Stix e Notestein considerano la possibile influenza di altri due fattori. Il proposito, anzitutto, delle coppie che consultarono la clinica di non avere più figli in avvenire e, in secondo luogo, la conoscenza più perfetta, acquistata nella clinica, dell'anatomia dell'apparato riproduttore, che permetterebbe loro di impiegare con maggiore successo gli stessi mezzi a cui avevano già fatto

Tavola XXXIII.

Clinica di	Efficacia delle misure contraccettive: prima della consultazione della clinica (a) 1) 3)	Efficacia delle misure contraccettive: dopo la consultazione della clinica (b) 2) 3)	Frequenza delle gravidanze dopo la consultazione della clinica in % della frequenza prima della consultazione $\frac{100-b}{100-a} \cdot 100$	Efficacia delle pratiche contraccettive dopo la consultazione della clinica: pratiche consigliate dalla clinica (c) 2) 3)	Efficacia delle pratiche contraccettive dopo la consultazione della clinica: altre pratiche (d) 2) 3)	Frequenza delle gravidanze dopo la consultazione occorse facendo ricorso a pratiche contraccettive diverse da quelle consigliate dalla clinica, in % della frequenza prima della consultazione $\frac{100-d}{100-a} \cdot 100$
1	2	3	4	5	6	7
New York						
Donne di Bronx . .	79	93	**33**	94	91	**43**
Cincinnati	52	85	**31**	90	72	**58**
Spartanburg:						
Bianche	47	81	**36**	81	81	**36**
Negre	28	78	**31**	80	55	**63**
Cincinnati:						
Famiglie sussidiate:						
Lavoratori intellett. .	64	93	**19**	95	86	**39**
Lavoratori manuali .	54	85	**33**	90	73	**59**
Famiglie sussidiate .	38	76	**39**	82	63	**60**

(1) Cf. Stix, *Contraceptive Service in three Areas* (Milbank Memorial Fund Quarterly, aprile 1941) tavola 4, pagina 184.

(2) Cf. Stix. *Contraceptive Service in three Areas* (Milbank Memorial Fund Quarterly, luglio 1941), tavola 7, pagina 310.

(3) Cf. Stix, *Birth control in a Midwestern City* (Milbank Memorial Fund Quarterly, aprile 1939), tavola 22, pagina 167.

Tavola XXXIV.

Misure contraccettive impiegate	Frequenza delle gravidanze per 100 anni di esposizione al rischio per le donne che dopo la consultazione della clinica hanno continuato a fare ricorso alle stesse misure contraccettive usate prima della consultazione [1])	
	Frequenza prima della consultazione della clinica	Frequenza dopo la consultazione della clinica
3	1	2
Condom	16	8
Coitus interruptus	27	15

(1) Cf. Stix e Notestein, *Controlled Fertility*, tavola 50, pagina 111.

ricorso [1] Ma, quanto al primo fattore, se in passato esse avevano praticato le misure anticoncezionali, era evidentemente perchè non volevano aver figli e, quanto alla loro esperienza precedente e alla istruzione ricevuta alla clinica, ecco quanto ci dice la stessa dott. Stix: « The New York women who came to the Clinical Research Bureau were thoroughly familiar with a number of contraceptive techniques. Commercial contraceptives were readily available to them and, as a group, they had used them with a considerable degree of effectiveness. It was quite unnecessary to educate them to the use of contraception. They sought and obtained advice on techniques which would presumably be more acceptable to them than the contraceptives they had used previously [2].

Pur ammettendo una certa influenza di questi due fattori, Stix e Notestein concludono, che, in ogni modo, « there may have been other more obscure influences in addition » [3]. In realtà, queste influenze, che essi dichiarano oscure, sono chiarissime. Dipendono dal fatto che il metodo con cui essi misurano la frequenza delle gravidanze prima del contatto della clinica è errato e porta, come abbiamo visto, a percentuali esagerate, mentre il metodo con cui essi misurano la percentuale delle gravidanze dopo il contatto con la clinica è corretto, in quanto al denomina-

(1) Stix e Notestein, *Controlled Fertility*, pag. 109.

(2) Cfr. Stix articolo in « Milbank Mem. Fund Quart. », aprile 1941, pag. 187.

(3) Stix e Notestein, *Controlled Fertility*, pag. 112.

tore viene posto, non solo il periodo di esposizione al rischio delle donne che hanno avuto una gravidanza, ma anche quello delle donne che non ne hanno avuto. A prescindere da ogni effetto della consultazione della clinica, la fecondità, misurata in codesti modi diversi, doveva necessariamente risultare più bassa dopo la consultazione della clinica, dando l'erronea apparenza di una maggiore efficacia delle pratiche contraccettive dopo la consultazione, mentre, nei casi in cui effettivamente la consultazione della clinica aveva determinato una maggiore efficacia delle pratiche contraccettive, tale efficacia veniva ad apparire superiore al vero.

* * *

27. Del metodo usato da Pearl, Stix e Notestein si potrebbe tentare una difesa in base alle considerazioni seguenti.

« Dividendo il numero delle gravidanze per il periodo durante il quale sono state esposte al concepimento tutte le donne viventi, si ottiene la fecondità di tutte le donne esposte al concepimento (o, separatamente, di quelle esposte al primo concepimento e di quelle esposte a un concepimento di ordine superiore). Dividendo, invece, il numero delle gravidanze per il periodo a cui sono state esposte al concepimento le madri, si ottiene la fecondità delle madri (o, separatamente, quella delle primipare e quella delle pluripare), la quale ha un interesse a sè, in quanto da essa dipende, per effetto dell'eredità, la fecondità delle future generazioni. Ora, è naturale che si verifichi una diminuzione della fecondità delle madri col crescere del periodo di osservazione – e la sua constatazione non può costituire un'obiezione al metodo – perchè, nei primi periodi di osservazione, sono fecondate soprattutto le donne più feconde e, nei successivi, via via le meno feconde ».

Questa difesa tuttavia non sarebbe fondata. È vero, infatti, che, per effetto della selezione che si opera tra le madri, la fecondità delle madri deve diminuire col crescere del periodo di osservazione, ma solo in quanto la fecondità delle donne esposte al concepimento sia diversa ; senonchè, come abbiamo ben messo in luce, il metodo che si critica ha l'inconveniente di far apparire una diminuzione della fecondità anche nell'ipotesi che tutte le donne abbiano la stessa fecondità, ipotesi sulla quale si basa appunto la formula (3). In tale ipotesi, la fecondità delle madri è

evidentemente identica con la fecondità di tutte le donne esposte al rischio. La diversa fecondità delle donne esposte al concepimento porta ad una diminuzione della probabilità del concepimento nei successivi intervalli, come è stato ipotizzato nella formula (8) e quindi accentua la discesa della fecondità col crescere del periodo di osservazione, ma questa discesa si verifica, per una certa parte e per un difetto del metodo, in ogni caso, indipendentemente da tale diversità [1].

Questa considerazione mostra che, in realtà, il metodo usato dal Pearl e dagli altri autori americani, come non è atto a dare una misura attendibile della fecondità delle donne esposte al rischio del concepimento, così non è atto a dare neppure una misura attendibile della fecondità delle madri.

* * *

28. Alla misura della fecondità delle madri si può arrivare per un'altra strada che io ho già, molti anni or sono (1923 e 1924), indicata e seguita [2] e che è stata poi praticata da qualche altro statistico [3]. Riprendiamo le ricerche in questione.

Se n_1 è il numero delle donne esposte al rischio del concepimento nel primo periodo ovulare con cui si inizia l'osservazione e n_2 il numero delle donne esposte al concepimento nel periodo immediatamente successivo, $n_1 - n_2$ sarà il numero delle donne eliminate tra il primo e il secondo periodo. Supposto che non vi sia altra causa di eliminazione che la gravidanza e, che non vi sia, d'altra parte, nessun ingresso per immigrazione, $n_1 - n_2$ darà il numero delle donne fecondate nel primo periodo. Chiamando

---

(1) Nell'articolo già citato *Ueber die differenzierte Fruchtbarkeit* ecc. ed in un altro *Sur la mesure de la fécondité naturelle de la femme mariée* (in « Revue Int. de Statistique », 1941, nn. 1, 2), si mostra quanta parte della diversità della fecondità, che si riscontra col metodo criticato, dipende da un difetto del metodo e quanta invece dalla diversa fecondità delle madri e dalla conseguente selezione delle madri più feconde. Vedi anche, in proposito, i risultati esposti più innanzi a pag. 130.

(2) Nelle citate memorie *Prime ricerche* e *Nuove ricerche sulla « fecondabilità » della donna*, presentate all'Istituto Veneto di Scienze, Lettere ed Arti nella seduta del 1° luglio 1923 e 13 luglio 1924.

(3) Vedi P. Luzzatto Fegiz, *Le variazioni stagionali della natalità*, « Metron », Vol. V, n. 4, 31-XII-1925 ; G. De Meo, *Sulle nascite dei primogeniti in Italia*, art. cit.

p_1 la probabilità di concepire delle donne esposte al concepimento nel primo periodo, sarà da attendersi $n_1 - n_2 = n_1 p_1$. Indicando poi con p_2 la probabilità di concepire delle donne esposte al concepimento nel secondo periodo e P_1 la probabilità di concepire delle donne esposte nel primo periodo che hanno effettivamente concepito, ed ammettendo che la probabilità di concepire per una donna che non ha concepito nel primo periodo si mantenga uguale nel secondo periodo, potremo porre [1]

$$n_1 p_1 - n_2 p_2 = (n_1 - n_2) P_1$$

e quindi

$$n_1 p_1 - n_2 p_2 = n_1 p_1 P_1$$

da cui

$$P_1 = 1 - \frac{n_2 p_2}{n_1 p_1} . \qquad (14)$$

Questa formula mostra come il rapporto fra il numero dei concepimenti nel secondo periodo ovulare e il numero dei concepimenti nel primo periodo ovulare dia il complemento all'unità della probabilità di concepire delle donne che hanno concepito nel primo periodo.

Limitando la fecondità ai nati vivi e considerando, anzi che i successivi periodi ovulari, i successivi mesi, la formula diviene suscettibile di vaste applicazioni, che io nelle mie ricerche del 1923-1924 ho eseguito su tutte le statistiche allora disponibili [2] e su alcuni dati, altresì, raccolti con apposite ricerche [3]. Parecchi

---

(1) Si ponga mente infatti che le n_1 donne esposte al rischio del concepimento nel primo periodo, si possono dividere nelle n_2 donne che rimangono esposte al rischio nel secondo periodo e nelle $n_1 - n_2$ donne che concepiscono nel primo periodo. La probabilità p_1 di concepire in un periodo ovulare delle n_1 donne sarà uguale alla media ponderata delle probabilità di concepire delle n_2 e delle $n_1 - n_2$ donne, media che sarà

$$p_1 = \frac{n_2 p_2 + (n_1 - n_2) P_1}{n_1} .$$

(2) Relative alle città di Dresda e Berlino, agli Stati di Sassonia Nuova Zelanda, Tasmania, Victoria, Nuova Galles del Sud, Australia occidentale e alla Confederazione Australiana.

(3) Relativi a 24 Comuni italiani.

Stati e città pubblicano infatti, nelle loro statistiche, il numero dei primogeniti secondo i mesi trascorsi dal matrimonio, e il numero dei primogeniti nati-vivi in un mese si può ritenere corrispondente al numero dei primogeniti concepiti nove mesi prima. Con tale procedimento è dunque possibile misurare la fecondità delle primipare che hanno concepito nei successivi mesi di matrimonio. I risultati dovranno poi essere moltiplicati per $\frac{12}{13}$ al fine di ridurre la fecondità per mesi alla fecondità per ovulazioni. Si noti che, su tale fecondità, non esercita alcuna influenza il numero delle coppie sterili, nè il numero delle coppie che si astengono dai rapporti sessuali, nè il numero delle coppie che usano pratiche contraccettive con effetto sicuro, sempre che tale numero si mantenga costante nei due periodi successivi presi in considerazione. È evidente infatti che le donne, le quali hanno una probabilità di concepire nulla, non possono figurare fra le madri. Esercitano, invece, un'influenza le pratiche contraccettive in quanto abbiano un effetto parziale. Quando queste pratiche possono ritenersi trascurabili, come è il caso, in molti paesi, per le coniugate che non hanno ancora concepito, la (14) fornisce la *fecondabilità* delle primipare [1].

Nessuna statistica dà la classificazione di tutte le primipare ad intervalli mensili trascorsi dal matrimonio: in generale le statistiche ne dànno la classificazione per mesi per un primo periodo (per esempio, per il primo anno o per i primi due anni), mentre, per i periodi successivi, ne dànno la classificazione ad intervalli annuali o ad intervalli anche più lunghi.

Quando la classificazione è data per periodi annuali o pluriannuali, la probabilità del concepimento in un mese può essere determinata solo ricorrendo a qualche ipotesi più lata. Indicando con m il numero delle ovulazioni comprese nel primo periodo e con $n = t\,m$ il numero delle ovulazioni comprese nel secondo, è necessario supporre allora che la probabilità media di concepire in una ovulazione per le donne che non hanno ancora concepito resti costante durante tutto il periodo complessivo che comprende $m + n$ ovulazioni. In tale ipotesi, se con P si indica

(1) Sulla definizione di « fecondabilità », vedi *Nuove ricerche*, ecc., art. cit., pag. 272 ; *Sur la mesure de la fécondité des mariages*, art. cit. pag. 77.

tale probabilità e con N_m e N_n si indicano i concepimenti del primo e rispettivamente del secondo periodo, il valore di P si ricava [1] dalla formula

$$(1-P)^m \frac{1-(1-P)^{tm}}{1-(1-P)^m} = \frac{N_n}{N_m} \qquad (15)$$

che, qualora i due periodi siano della stessa lunghezza (e cioè sia $t = 1$, $n = m$) diviene

$$(1-P)^m = \frac{N_n}{N_m}.$$

La formula (15) porta ad un valore approssimato per difetto della probabilità di concepire nel primo periodo.

La probabilità media di concepire nel primo periodo è, infatti, superiore a quella di concepire nel periodo successivo in causa della selezione che, in ogni ovulazione, si opera delle donne più feconde, e ciò anche supponendo che la probabilità di concepire resti, per una stessa donna, costante nei due periodi considerati, ipotesi che, quando i periodi sono lunghi, diventa essa pure problematica. Indicando con $1-p_1$, $1-p_2, \ldots, 1-p_m$ i valori crescenti della probabilità di *non* concepire che corrispondono alle successive ovulazioni del primo periodo e con $1-P_m$ la loro media geometrica e, analogamente, con $1-p_{m+1}$, $1-p_{m+2}$, $\ldots$, $1-p_{(t+1)m}$ i valori che corrispondono alle ovulazioni del secondo periodo e con $1-P_n$ la loro media geometrica e, indicando infine, con $1-P$ la media geometrica di tutti i $(t+1)\,m$ valori corrispondenti alle ovulazioni dei due periodi, la formula esatta da sostituire alla (12) sarebbe

$$(1-P_m)^m \frac{1-(1-P_n)^{tm}}{1-(1-P_m)^m} = \frac{N_n}{N_m}.$$

Essendo sempre $P_m > P > P_n$, è pure sempre

$$(1-P_m)^m < (1-P)^m$$

$$\frac{1-(1-P_n)^{tm}}{1-(1-P_m)^m} < \frac{1-(1-P)^{tm}}{1-(1-P)^m},$$

---

(1) Si dimostra infatti (cfr. *Prime ricerche*, cit., pag. 328) che è

$$\frac{N_n}{N_m} = (1-p)^m + (1-p)^{2m} + \ldots + (1-p)^{tm},$$

da cui, ricordando la nota formula che dà la somma dei termini di una progressione geometrica, si ricava la (15).

da cui si intende che, in base alla (12), si arriva ad un valore di $1 - P$ superiore al valore di $1 - P_m$ e quindi ad un valore di P inferiore al valore di P_m che si cerca.

Servendomi delle formule (14) e (15) e sostituendo agli intervalli ovulari i mesi e ai concepimenti i concepimenti che hanno dato luogo a nati vivi, ho calcolato per vari paesi la fecondità delle primipare che hanno partorito nei primi mesi, nel primo anno, nel primo biennio di matrimonio e, per la Confederazione

Probabilità per una coniugata che non ha ancora concepito di avere, dura
durate di matrimonio nei vari com

Durata del matrimonio al concepimento (in mesi) (t)	Piemonte	Liguria	Lombardia	Venezia Tridentina	Veneto	Venezia Giulia e Zara	Emilia	Toscana	Marc
2	0,156	0,181	0,234	0,286	0,284	0,214	0,222	0,245	0,2
3	0,142	0,172	0,213	0,266	0,267	0,204	0,206	0,227	0,2
15	0,0969	0,121	0,143	0,191	0,198	0,154	0,145	0,160	0,2
27	0,0879	0,112	0,132	0,179	0,188	0,143	0,136	0,149	0,1
39	0,0833	0,108	0,127	0,175	0,185	0,138	0,132	0,144	0,1
51	0,0808	0,105	0,125	0,173	0,183	0,136	0,129	0,141	0,1
111	0,0764	0,101	0,119	0,168	0,179	0,132	0,126	0,138	0,1

Australiana, anche la fecondità di tutte le primipare, giungendo a risultati molto simili per i vari paesi [1] e, in uno stesso paese, per i vari gruppi di età [2] e mettendo in luce, d'altra parte, la influenza di talune circostanze (verginità della sposa, viaggi di nozze [3]) che fanno abbassare la fecondità nel primo mese di matrimonio e di altre (concepimenti anteriori alle nozze) che ri-

(1) Cfr. *Prime ricerche*, ecc., art. cit., pag. 342 ; *Nuove ricerche*, ecc., art. cit., pag. 294 ; *Decline*, ecc., art. cit., pag. 13 dell'estratto.

(2) Cfr. *Prime ricerche*, pagg. 338-341 ; *Decline*, art. cit., pag. 41 dell'estratto.

(3) Cfr. *Prime ricerche*, pagg. 322-338. ; *Decline*, art. cit., pag. 11 dell'estratto.

ducono la fecondità di tutte le primipare che concepiscono in corso di matrimonio [1].

Tali ricerche furono proseguite, e i risultati loro confermati, da altri autori : il prof. P. Luzzatto Fegiz ha in particolare calcolato la fecondità delle primipare secondo il mese in cui fu concluso il matrimonio [2] e il prof. G. De Meo, ha eseguito ricerche dettagliate per i vari compartimenti italiani [3] negli anni 1930 e 1936. Il prof. De Meo ha, in particolare, determinato, per vari compartimenti italiani, la

TAVOLA XXXV.

periodo ovulare, un concepimento che porti ad un nato vivo per diverse nti italiani (metodo di Gini).

bria	Lazio	Abruzzi e Molise	Campania	Puglie	Lucania	Calabria	Sicilia	Sardegna	Durata del matrimonio alla nascita (in mesi od anni)
257	0,284	0,270	0,254	0,304	0,305	0,289	0,250	0,291	11 mesi
233	0,267	0,249	0,241	0,282	0,281	0,270	0,231	0,273	12 »
162	0,198	0,175	0,180	0,201	0,198	0,195	0,166	0,205	2 anni
153	0,186	0,164	0,171	0,188	0,186	0,184	0,156	0,197	3 »
150	0,182	0,161	0,168	0,184	0,183	0,180	0,152	0,193	4 »
148	0,180	0,158	0,166	0,182	0,181	0,178	0,150	0,191	5 »
144	0,175	0,155	0,162	0,178	0,178	0,174	0,146	0,188	10 »

fecondità delle primipare nei vari periodi del matrimonio. Sulla base di tali dati, è stata calcolata la fecondità di tutte le primipare che hanno avuto concepimenti entro un certo periodo dalle nozze. I dati, che sono esposti alla tavola XXXV, si possono mettere a confronto con quelli della fecondità, ricavata, per i rispettivi periodi, col metodo adottato da Pearl, Stix e Notestein (cfr. tavola XXX). I dati della tavola XXXV mostrano che si verifica effettivamente una discesa della fecondità delle primipare col crescere

(1) Cfr. *Prime ricerche*, pagg. 333-334
(2) Art. cit. in « Metron », Vol. V, n. 4, 31-XII-1925.
(3) Art. cit. in « Metron », Vol. XIV, n. 1, 15-VI-1940.

del periodo di osservazione, come era da attendersi in causa della progressiva selezione delle primipare, ma la discesa è di gran lunga inferiore a quella che risulta col metodo usato dal Pearl e dagli altri autori sopra citati. Mentre, col crescere del periodo di osservazione da 2 a 111 mesi, la fecondità delle primipare, determinata col metodo di Pearl (tavola XXX) presenta diminuzioni la cui intensità varia tra $\frac{5}{6}$ e $\frac{9}{10}$, determinata col nostro metodo (tavola XXXV), presenta diminuzioni di una intensità che varia tra $\frac{1}{3}$ e $\frac{1}{2}$. Questi risultati confermano dunque che il metodo usato dal Pearl e dagli altri autori americani non permette di confrontare tra loro le fecondità di diversi gruppi di donne che rimangono in osservazione per un periodo di tempo diversamente lungo.

* * *

29. Un ulteriore sviluppo del metodo sopra indicato ci permette di arrivare, mediante semplici considerazioni, ad una formula che dà, con un minimo di ipotesi, la misura della fecondità

Probabilità per una coniugata che non ha ancora concepito, di avere, in un perio
matrimonio, nei vari comp

Numero d'ordine del periodo ovulare a partire dalle nozze	Piemonte	Liguria	Lombardia	Venezia Tridentina	Veneto	Venezia Giulia e Zara	Emilia	Toscan
1°	0,082	0,114	0,129	0,186	0,198	0,149	0,135	0,1
2°	0,079	0,112	0,111	0,154	0,176	0,141	0,131	0,1
3°	0,067	0,094	0,095	0,136	0,149	0,122	0,104	0,1
4°	0,055	0,066	0,071	0,086	0,096	0,079	0,079	0,0
16°	0,040	0,047	0,048	0,051	0,058	0,044	0,055	0,0
28°	0,033	0,036	0,035	0,041	0,040	0,036	0,041	0,0
40°	0,031	0,031	0,029	0,023	0,033	0,030	0,032	0,0
52°	0,026	0,029	0,026	0,026	0,025	0,025	0,025	0,0

delle primipare che hanno partorito dopo un certo intervallo dal matrimonio.

Tenendo presente la formula (14) e indicando con $c_x = n_x \, p_x$ il numero dei concepimenti nel periodo ovulare x^{mo}), la probabilità media di concepire in un periodo ovulare da parte delle primipare che hanno concepito a partire dal periodo ovulare x^{mo} del matrimonio, sarà

$$P_{x-\omega} = \frac{c_x P_x + c_{x+1} P_{x+1} + \ldots + c_{\omega-1} P_{\omega-1}}{c_x + c_{x+1} + \ldots + c_{\omega-1}} =$$

$$= \frac{c_x - c_{x+1} + c_{x+1} - c_{x+2} + \ldots + c_{\omega-1} - c_\omega}{c_x + c_{x+1} + \ldots + c_{\omega-1}} =$$

$$= \frac{c_x - c_\omega}{\sum_{i=x}^{i=\omega-1} c_i}$$

o anche, indicando con $c_{x-\omega}$ il numero di tutte le primipare che hanno partorito a partire dal periodo ovulare x,

$$P_{x-\omega} = \frac{c_x - c_\omega}{c_{x-\omega} - c_\omega}$$

TAVOLA XXXVI.

...re, un concepimento che porti ad un nato vivo, per diverse durate di ...ti italiani (metodo del Gini).

...ie	Umbria	Lazio	Abruzzi e Molise	Campania	Puglie	Lucania	Calabria	Sicilia	Sardegna
...96	0,155	0,193	0,167	0,182	0,194	0,191	0,193	0,158	0,206
...71	0,124	0,169	0,149	0,155	0,168	0,161	0,165	0,136	0,177
...39	0,116	0,142	0,120	0,145	0,134	0,132	0,142	0,120	0,156
...98	0,087	0,092	0,087	0,094	0,087	0,095	0,091	0,087	0,102
...58	0,061	0,051	0,057	0,059	0,056	0,067	0,058	0,053	0,059
...39	0,037	0,037	0,043	0,036	0,041	0,057	0,040	0,038	0,034
...29	0,029	0,030	0,033	0,025	0,029	0,038	0,030	0,028	0,027
...24	0,022	0,020	0,026	0,020	0,020	0,026	0,018	0,022	0,019

Si osservi, d'altra parte, che il valore n_ω è teoricamente infinitesimale, e in pratica piccolissimo, e quindi si può trascurare. L'uguaglianza precedente si riduce pertanto praticamente alla forma

$$P_{x-\omega} = \frac{c_x}{c_{x-\omega}}, \qquad (16)$$

che rappresenta una formula semplicissima per misurare la fecondità delle primipare che hanno concepito a partire da una certa data posteriore al matrimonio e, in particolare, di tutte le primipare che hanno concepito in corso di matrimonio.

Questa formula è di più larga applicazione delle (14) e (15), poichè vi sono parecchi paesi o città che pubblicano sia il numero complessivo dei primi parti che il numero dei primi parti classificati per mese, avvenuti nel primo anno di matrimonio, mentre non pubblicano la classificazione per mesi od anni dei primi parti avvenuti in prosieguo di matrimonio. Essa permette di tener conto, al denominatore, anche dei dati relativi ai nati negli ultimi periodi del matrimonio, in cui il numero dei parti è molto piccolo e a cui quindi la formula (15) non si può applicare (per questo, nella tavola XXXV, ci siamo dovuti arrestare al periodo di osservazione di 10 anni dalle nozze). Infine l'applicazione della formula (16), presuppone solo l'ipotesi, perfettamente ammissibile, che la probabilità di concepire di ogni singola donna che non ha concepito in un periodo ovulare, rimanga invariata nel periodo ovulare successivo — ipotesi che sta a base della (14) — ma non presuppone l'ipotesi, molto più ampia e non rispondente alla realtà, che resti costante la probabilità media di concepire e che essa resti costante per due periodi molto più lunghi, come sono due anni o due quinquenni, ipotesi che sta a base della (15).

La formula (16) è applicata nelle prime tre linee della tavola XXXVI, in cui è data, per i diversi compartimenti italiani, la probabilità che le primipare avevano di concepire durante una ovulazione nel corso di tutto il matrimonio o a partire dal 2° o dal 3° mese dalle nozze [1]. Si avverta come i risultati esposti in

(1) I dati delle prime tre linee della tavola XXXVI sono ottenuti applicando la formula (16) ai dati per mesi e moltiplicando poi per 12/13 le probabilità di concepire in un mese, così ottenute, al fine di ottenere la probabilità di concepire durante un'ovulazione.

questa tavola, non concordino perfettamente con quelli della tavola XXXV (ultima linea), in quanto la fecondità di tutte le primipare indicate nella prima linea della tavola XXXVI non dovrebbe mai essere superiore a quella delle primipare che hanno avuto un parto nei primi 10 anni di matrimonio (indicata nell'ultima linea della tavola XXXV), mentre nel fatto questo si verifica per parecchi compartimenti. La discordanza dipende dalla circostanza che, come abbiamo detto, l'applicazione della (15) porta ad un valore della fecondità approssimato per difetto. A parte tale discordanza, la graduatoria dei vari compartimenti, secondo la fecondità di tutte le primipare, calcolata con la formula (16), concorda in modo soddisfacente con la graduatoria secondo la fecondità delle primipare che hanno avuto un parto nei primi 10 anni di matrimonio, calcolata con la formula (15). L'indice di cograduazione è infatti = + 0,95.

* * *

30. Il ragionamento che noi abbiamo seguito per arrivare alla (16), quando si conosca il numero dei primogeniti concepiti nei singoli periodi ovulari (o nei singoli mesi), si può ripetere anche se si conosce solo il numero dei primogeniti concepiti in periodi più lunghi, per esempio anni o quinquenni. L'ipotesi che la fecondità di una donna che non ha ancora concepito nel primo periodo, resti invariata nel periodo successivo, diventa, in tale caso, come dicevo, problematica, ma, fin che si tratta di periodi annuali, si può ammettere tranquillamente. La formula (16) porterebbe allora alla determinazione della probabilità media che le primipare hanno di concepire durante un anno a partire dall'x^{ma} ovulazione dalle nozze, mentre dalla formula

$$1 - (1 - P_{x-\varphi})^m = \frac{C_x}{c_{x-\varphi}}$$

(dove C_x indica il numero dei primogeniti concepiti nell'anno o nel quinquennio che si inizia con l'ovulazione x^{ma} ed m indica il numero delle ovulazioni comprese nel detto periodo) si ricava la misura approssimata

$$P_{x-\varphi} = 1 - \left(1 - \frac{C_x}{c_{x-\varphi}}\right)^{\frac{1}{m}} \qquad (17)$$

della probabilità media di concepire durante un'ovulazione a partire dall'ovulazione x^{ma} dalle nozze.

Mediante la (17) furono calcolati i valori delle ultime cinque linee della tavola XXXVI per i vari compartimenti italiani ; per l'ultima linea è $m = 65$, per le quattro linee precedenti è $m = 13$. Come si è detto, il calcolo suppone che la probabilità di una donna di concepire durante un'ovulazione non diminuisca nel corso degli m mesi considerati, ciò che si può ammettere plausibilmente per $m = 13$, ma diventa incerto per $m = 65$, cosicchè i valori dell'ultima linea della tavola devono ritenersi, in causa di questa circostanza, approssimati per eccesso.

* * *

31. Noi dobbiamo ora ritornare sopra un'altra ipotesi che è presupposta nelle formule da (14) a (17) : l'ipotesi, cioè, che non vi siano altre cause di eliminazione che la gravidanza e che non vi sia, d'altra parte, alcun ingresso tra le donne esposte al concepimento.

Questa ipotesi non risponde esattamente al vero per effetto

a) della mortalità delle coniugate ;

b) dei movimenti di emigrazione e di immigrazione di coniugate esposte al concepimento.

Quando poi, come avviene di solito, si disponga, non dei dati sui primogeniti di uno stesso gruppo di donne sposatesi contemporaneamente e osservate nel corso del loro matrimonio, ma di dati sui primogeniti nati contemporaneamente da gruppi di donne sposatesi ad intervalli successivi, si aggiunge l'effetto perturbatore

c) del numero diverso di matrimoni contratti nei successivi intervalli.

L'influenza delle circostanze *b*) e *c*) varia di caso in caso, secondo i territori e le città che si considerano. Per paesi, in cui il numero dei matrimoni cresce col tempo o in cui il bilancio dei movimenti migratori delle coniugate è tanto più favorevole quanto minore è l'intervallo dal matrimonio, le formule sopra indicate portano ad esagerare la fecondità ; l'opposto avviene per paesi in cui si verificano condizioni opposte. Le statistiche dei vari paesi danno il numero dei matrimoni contratti nei vari anni, ma non danno il numero delle coniugate emigrate od immigrate secondo le durate del matrimonio, così che è possibile eliminare approssimativamente l'influenza della circostanza *c*), ma non quella della circostanza *b*).

Conclusioni di carattere generale si possono invece ricavare per ciò che riguarda l'influenza della mortalità.

Riprendiamo a tal fine la dimostrazione della formula (14) (cfr. pagg. 330-331), sulla quale si basa la (16), tenendo conto del fatto che, durante il primo periodo ovulare considerato, una parte delle n_1 donne viene eliminata per morte prima di concepire.

Se si indica con q_1 la probabilità di morte prima di concepire, durante il primo periodo ovulare considerato, delle n_1 donne esposte al concepimento, e si suppone che la probabilità di concepire in un periodo ovulare sia uguale tra le donne che muoiono nel primo periodo ovulare considerato prima di concepire e tra quelle che sopravvivono e concepiscono in detto periodo, anzi che

$$n_1 \, p_1 \, - n_2 \, p_2,$$

dovremo porre [1]

$$n_1 \, p_1 - n_1 \, q_1 \, p_1 - n_2 \, p_2 = n_1 \, p_1 \, P_1$$

da cui

$$P_1 + q_1 = 1 - \frac{n_2 \, p_2}{n_1 \, p_1} \qquad (18)$$

Questa formula, confrontata con la (14), mostra come la (14) dia, in realtà, non la probabilità che una donna ha di concepire nel primo periodo ovulare, ma la probabilità che essa ha di essere eliminata durante tale periodo per gravidanza o per morte. Analogamente la (16) dà la probabilità media, per una donna che non ha ancora concepito, di essere eliminata per gravidanza o per morte durante un'ovulazione a partire dall'ovulazione x^{ma} dalle nozze. Il valore di q_1 è però così piccolo rispetto

---

(1) Si tenga presente, a tal fine, che le n_1 donne esposte al concepimento nel primo periodo ovulare si possono assegnare a tre categorie: alle n_2 donne che sono esposte al concepimento anche nel secondo periodo ovulare, alle $n_1 q_1$ donne che sono eliminate per morte prima di concepire e alle $n_1 P_1$ donne che sono eliminate per gravidanza durante il primo periodo ovulare. La probabilità di concepire p_1 durante un periodo ovulare delle n_1 donne, sarà uguale alla media ponderata delle probabilità di concepire durante un periodo ovulare delle tre categorie di donne. Si avrà quindi

$$p_1 = \frac{n_2 \, p_2 + n_1 \, q_1 \, p_1 + n_1 \, p_1 \, P_1}{n_1}.$$

a P_1 da potersi tranquillamente trascurare, sia ai fini dell'applicazione della (14), sia ai fini dell'applicazione della (16). La probabilità di morire nell'anno per le coniugate da 15 a 45 anni risulta ad esempio, per l'Italia, secondo le tavole di mortalità per gli anni 1930-1932, compresa fra 3,5 e 6 per 1000; la probabilità di morte in un mese sarà quindi compresa tra 3 e 5 per 10.000 e ancor minore sarà la probabilità di morte prima del concepimento. Ciò equivale a dire che l'influenza della mortalità non può esercitarsi che sul quarto decimale di P_1 [1]. Anche per l'applicazione della (15) e della (17) a dati annuali, l'influenza della mortalità si può trascurare, in quanto essa si esercita solo sulla terza cifra decimale dei valori di P_m, mentre essa non si può senz'altro trascurare per le applicazioni della (15) e della (17) a dati quinquennali, in quanto può esercitarsi sulla seconda cifra decimale dei valori di P_m. Nel valutare tale influenza, bisogna però tener conto della circostanza che, quando il numero delle ovulazioni che rientrano nel periodo considerato è superiore a 10, l'eliminazione per gravidanza non esclude necessariamente una successiva eliminazione per morte entro il periodo considerato cosicchè, in realtà, l'influenza risulta alquanto minore di quanto si desumerebbe dalla (18). Ad ogni modo, l'influenza della mortalità contribuisce a far sì che i valori dell'ultima linea della tavola XXXVI si debbano ritenere approssimati per eccesso [2].

---

(1) Si avverta che il valore di P_1 desunto dalla (18) fornisce la probabilità della donna di essere eliminata per gravidanza quale effettivamente si presenta, abbassata per la circostanza che alcune donne, le quali avrebbero concepito nel periodo considerato, sono state invece, prima di concepire, eliminate per morte (*probabilità dipendente*). Quello che interesserebbe precisamente conoscere è, invece, la probabilità della donna di essere eliminata per gravidanza nell'ipotesi che nessuna donna venisse eliminata per morte prima di concepire (*probabilità pura o indipendente*). Tale probabilità indipendente risulta ovviamente superiore alla probabilità dipendente P_1 e si avvicina alla somma $P_1 + q_1$ più di quanto vi si avvicini la probabilità dipendente P_1. A rigore l'influenza della mortalità è quindi anche minore di quanto viene prospettato nel testo.

(2) Sulle eliminazioni *definitive in senso assoluto* (come sono quelle per morte) o *definitive relativamente all'intervallo considerato* (come sono quelle per gravidanza quando si considera un intervallo inferiore a 10 ovulazioni) o *temporanee* (come sono quelle per gravidanza quando si considera un intervallo superiore a 10 ovulazioni), vedi l'articolo, citato a pa-

RIASSUNTO E CONCLUSIONI.

Traendo lo spunto da una serie di ricerche di alcuni autori americani (particolarmente Pearl, Stix e Notestein), abbiamo esaminato a fondo, in questa memoria, alcuni problemi di metodologia statistica ed altri di demografia e biometria.

Tra i problemi metodologici trattati, sono fondamentali quelli della misura della fecondità naturale della donna coniugata e della fecondità delle madri coniugate. Vengono però anche esaminati incidentalmente il problema della frequenza della sterilità dei matrimoni e il problema della misura dell'efficacia delle pratiche contraccettive.

Il problema demografico e biometrico trattato in prima linea è quello delle cause della fecondità differenziale delle classi sociali, se, cioè, il minore numero di figli delle classi elevate dipenda in parte da una loro minore attitudine biologica alla riproduzione, o invece unicamente dalla diversa durata del matrimonio e dalla diversa frequenza ed efficacia delle pratiche contraccettive. Altri problemi trattati sono quello della durata del periodo dell'allattamento e del conseguente periodo di amenorrea post-puerperale e delle loro variazioni secondo i paesi e, in ogni paese, secondo le condizioni economiche ed il livello sociale, quello della differenza tra la fecondità naturale delle primipare e delle pluripare, e quello della diminuzione della fecondità naturale delle pluripare con la durata del matrimonio.

Molti dei risultati qui esposti erano già stati resi noti in quattro articoli:

Sur la mesure de la fécondité naturelle de la femme mariée, in « Revue de l'Institut International de Statistique », 1941, nº 1/2;

Ueber die differenzierte Fruchtbarkeit und einige verwandte Fragen, in « Archiv für Rassen- und Gesellschaftsbiologie », Band 35, Heft 3, Munchen 1941;

Sur la mesure de l'efficacité des pratiques anticonceptionnelles, in « Revue de l'Institut International de Statistique », 1942, nº 1/2.

On the Measure of Fertility in Women; in « Rural Sociology », vol. 7, N. 1, March 1942.

---

gina 119, *Sulla determinazione dei quozienti di eliminazione*, ecc., che si può consultare anche per ciò che riguarda le probabilità pure o indipendenti e le probabilità dipendenti di cui alla nota precedente.

La presente memoria rappresenta, in primo luogo, la fusione, il completamento e lo sviluppo dei risultati presentati nei due primi articoli; il secondo di essi, però, contiene. su alcuni punti, dati più dettagliati di quelli qui esposti.

Molti altri dati e considerazioni, contenuti in questa memoria, sono, d'altra parte, nuovi; in un punto, quello relativo alle variazioni della fecondità della donna secondo la durata del matrimonio, non solo sono stati completati i dati del primo articolo, ma, in base ad elementi successivamente pervenuti, è anche stata rettificata, (senza d'altronde che ne risultassero modificate le conclusioni) un'interpretazione che, dei risultati degli autori americani, era stata data in detto articolo.

La questione concernente la misura dell'efficacia delle pratiche contraccettive è, in questa memoria, esaminata solo incidentalmente, mentre essa è svolta dettagliatamente nel terzo articolo sopra citato.

Riassumiamo ora i risultati fondamentali delle ricerche degli autori americani che hanno dato occasione a questa memoria, e, in contrapposto ad essi, le più importanti conclusioni da noi raggiunte.

Detti autori americani si sono proposti di misurare la fecondità naturale della donna coniugata e la diffusione e l'efficacia delle pratiche contraccettive. A tale scopo hanno anzitutto richiesto, mediante interrogatori, alle partorienti delle cliniche ostetriche o alle donne che avevano fatto ricorso per consultazione alle cliniche neo-malthusiane, se esse avevano o non avevano e durante quale periodo avevano fatto ricorso a pratiche contraccettive, ricostruendo così, per ogni coniugata con figli, tutta la sua carriera matrimoniale, in modo da poter accertare il numero delle gravidanze avute e, per ciascuna di queste, il corrispondente periodo di esposizione al rischio. Ricerche siffatte, che in Europa sarebbe vano tentare, danno invece in America risultati sostanzialmente attendibili, data la naturalezza con cui la moderna donna americana parla delle questioni attinenti alla sfera sessuale.

Il periodo di esposizione al rischio è stato dagli autori americani desunto dal periodo della vita matrimoniale compreso tra la prima mestruazione e la gravidanza o il contatto con la clinica neo-malthusiana, dedotti il periodo occupato dalle gravidanze e un breve periodo (di mezzo mese o di un mese, secondo gli

autori) per il successivo puerperio, e, da alcuni autori, altresì gli eventuali periodi di occasionali separazioni dei coniugi che raggiungevano una certa durata. La misura della fecondità viene desunta dal rapporto tra il numero delle gravidanze ed il periodo di esposizione al rischio così determinato. In particolare, il rapporto così determinato per le coniugate fecondate che non hanno fatto ricorso a pratiche contraccettive viene assunto come misura della fecondità naturale della donna coniugata.

Per rendere esatta la determinazione del periodo di esposizione al rischio, converrebbe però anzitutto detrarre anche il periodo di amenorrea post-puerperale, che varia con la durata dell'allattamento materno, la quale, d'altra parte, è minore nelle classi elevate che nelle basse, cresce con la durata del matrimonio e risulta diversa da paese a paese.

Bisognerebbe, d'altra parte, comprendere, nel periodo di esposizione al rischio, anche l'intero periodo che corre dall'ultima gravidanza alla menopausa o allo scioglimento del matrimonio, periodo che gli autori americani, invece, trascurano completamente od in gran parte, arrestando l'osservazione alla gravidanza considerata o al contatto con una clinica neo-malthusiana.

Ancora più grave inconveniente insito nel metodo – e tanto più grave in quanto non si vede come in pratica si possa ad esso sottrarsi in inchieste del tipo di quelle compiute dai detti autori americani – è che esso prescinde da tutte le coppie matrimoniali che non hanno avuto figli, sia per inettitudine alla riproduzione, sia perchè, pur essendo atte alla riproduzione, il periodo di osservazione è stato troppo breve perchè avessero figli. Più è breve il periodo di osservazione, e più questo inconveniente risulta grave, cosicchè i dati ottenuti per categorie di donne che sono state in osservazione per periodi di diversa durata non risultano comparabili. Solo dopo un periodo di osservazione di 15 o 20 anni tale inconveniente può ritenersi praticamente trascurabile.

Ora, la durata del periodo di osservazione varia decisamente per i vari gruppi e sottogruppi di popolazione, considerati nelle ricerche degli autori americani. Risulta da queste, a conferma delle previsioni teoriche, che i coefficienti di fecondità naturale, da essi determinati, variano in senso inverso della lunghezza di tale periodo. Con la diversa durata del periodo di osservazione vengono così plausibilmente spiegate, almeno in parte, notevoli

differenze tra i vari coefficienti di fecondità da detti autori determinati, differenze che apparivano sorprendenti e lasciavano perplessi.

Viceversa, gli autori americani avevano ottenuto, per le varie classi sociali, coefficienti di fecondità naturale praticamente uguali, donde deducevano che la diversa prolificità che tra esse si osserva non dipende per nulla da cause biologiche, ma esclusivamente dalla diversa durata del matrimonio e dalla diversa diffusione ed efficienza delle pratiche contraccettive. Se non che, se si tiene presente che la durata del periodo di osservazione è notevolmente più breve per le classi elevate, s'intende che più forte è per esse la esagerazione della fecondità, risultante dal procedimento adottato dagli autori americani. Per ciò che riguarda particolarmente le pluripare, tale inesattezza viene accresciuta dalla circostanza che, nelle classi più elevate, più brevi risultano, in media, i periodi di amenorrea post-puerperale, in causa del più breve e meno frequente allattamento materno. Quando si tenga debitamente conto di queste circostanze, appare chiaro che la fecondità naturale delle donne coniugate risulta, dalle stesse ricerche dei detti autori americani, nettamente crescente, passando dalle alte alle basse classi sociali. E l'applicazione a taluni loro risultati di opportuni coefficienti di correzione ha anche reso possibile di darne una misura, sia pure largamente approssimativa.

In base ai dati da essi ottenuti, gli autori americani giungono ad una misura inverosimilmente alta del numero medio di figli che avrebbe in media una donna americana non sterile la quale non limitasse la prole, e l'esagerazione viene accresciuta da una stima troppo bassa della percentuale della sterilità, nella quale si confonde la percentuale di sterilità per le nuove coppie di sposi con la percentuale, più elevata, da applicarsi a tutti i matrimoni esistenti nella popolazione.

Lo stesso metodo usato per misurare la fecondità naturale delle donne coniugate viene dagli autori americani adottato anche per misurare l'efficacia delle pratiche contraccettive prima della consultazione della clinica neo-malthusiana, mettendo a confronto a tale scopo la fecondità delle donne che fanno uso di pratiche contraccettive con la fecondità di quelle che abitualmente non ne fanno uso ed attribuendo la differenza all'efficacia di queste pratiche prima della consultazione con la clinica. Per le donne, invece, che hanno già ricorso alla clinica, la fecondità viene de-

terminata più correttamente, nel senso che si tiene conto anche delle donne che non hanno avuto gravidanze, e il confronto di questa con la fecondità, esagerata per l'inesattezza del metodo adottato, delle donne che, prima di consultare la clinica, abitualmente non avevano fatto uso di pratiche contraccettive, porta ad una stima esagerata dell'efficacia delle pratiche contraccettive a seguito della consultazione della clinica.

Quando il metodo usato dagli autori americani per misurare la fecondità venga rettificato, eliminando i periodi di amenorrea post-puerperale, tenendo conto del periodo di esposizione al rischio posteriore all'ultima gravidanza e tenendo conto delle donne che non hanno avuto figli durante il periodo di osservazione, esso diviene corretto, ma non è più nuovo. Esso era stato, invero, da noi proposto ed esemplificato quasi un venticinquennio fa (1924), e poi ripetutamente da noi e da altri applicato e richiamato in discussioni di congressi scientifici, che non s'intende come il Pearl potesse ignorare.

Alla fine della memoria viene infine richiamato un altro nostro metodo che era stato nella stessa occasione (1924) proposto per misurare indirettamente la fecondità delle donne con figli, e da noi e da altri autori estesamente applicato alla misura della fecondità delle primipare di molteplici paesi. Di tale metodo vengono dati qui ulteriori sviluppi teorici; allargano, questi, la possibilità delle sue applicazioni, delle quali vengono pure forniti alcuni saggi.

RÉSUMÉ ET CONCLUSIONS

Prenant occasion d'une série de recherches effectuées par certains auteurs américains (en particulier Pearl, Stix et Notestein), nous avons examiné à fond, dans le présent travail, certains problèmes de méthodologie statistique ainsi que de démographie et biométrie.

Parmi les problèmes méthodologiques traités, fondamentaux sont ceux ayant trait à la mesure de la fécondité naturelle de la femme mariée et à la fécondité des mères mariées. J'ai, cependant, aussi examiné, accessoirement, le problème de la fréquence de la stérilité des mariages et le problème de la mesure de l'efficacité des pratiques anticonceptionnelles.

Le problème démographique et biométrique que j'ai surtout traité est celui des causes de la fécondité differentielle des classes sociales, c'est-à-dire si le fait que dans les classes élevées on a moins d'enfants dépend en partie de leur moindre aptitude biologique à la reproduction, ou bien

uniquement de la différente durée du mariage et de la différente fréquence et efficacité des pratiques anticonceptionnelles. D'autres problèmes traités sont ceux de la durée de la période de l'allaitement et de la subséquente période post-puerpérale d'aménorrhée et de leurs variations suivant les différents pays et, dans chaque pays, suivant les conditions économiques et le niveau social, celui de la différence entre la fécondité naturelle des primipares et des pluripares, et celui de la diminution de la fécondité naturelle des pluripares avec la durée du mariage.

Une certaine partie des résultats exposés dans le présent travail avaient déjà été publiés dans quatre articles:

Sur la mesure de la fécondité naturelle de la femme mariée, « Revue de l'Institut International de Statistique », 1941, nº 1-2 ;

Ueber die differenzierte Fruchtbarkeit und einige verwandte Fragen, « Archiv für Rassen- und Gesellschaftsbiologie », vol. 35, nº 3 Münich, 1941 ;

Sur la mesure de l'efficacité des pratiques anticonceptionnelles, « Revue de l'Institut International de Statistique », 1942, nº 1-2 ;

On the Measure of Fertility in Women, « Rural Sociology », Vol. 7, N. 1, March 1942.

Le présent travail représente, en premier lieu, la fusion, le complément et le développement des résultats présentés dans les deux premiers des articles cités, dont le second contient, cependant, sur certains points des données plus détaillées que celles qui sont ici exposées.

D'ailleurs, beaucoup d'autres données et considérations contenues dans le présent travail sont nouvelles ; en un point, celui relatif aux variations de la fécondité de la femme suivant la durée du mariage, non seulement nous avons complété les données du premier article, mais, sur la base d'éléments qui nous sont ultérieurement parvenus, nous avons aussi rectifié (sans que d'ailleurs en soient modifiées les conclusions) une interprétation des auteurs américains qui avait été avancée dans le dit article.

La question concernant la mesure de l'efficacité des pratiques anticonceptionnelles n'est examinée qu'accessoirement dans le présent travail tandis qu'elle est développée en détail dans le troisième des articles suscités.

Nous résumons maintenant les résultats fondamentaux des recherches des auteurs américains qui ont occasionné le présent travail et les conclusions les plus importantes auxquelles nous sommes parvenus en contradiction avec ces résultats.

Les auteurs américains se sont proposé de mesurer la fécondité naturelle de la femme mariée et la diffusion et l'efficacité des pratiques anticonceptionnelles. Dans ce but, ils ont tout d'abord demandé, au moyen de questionnaires, aux femmes en couches se trouvant dans des cliniques obstétriques ou aux femmes ayant eu recours aux cliniques néo-malthusiennes, si elles avaient eu ou non recours à des pratiques anticonceptionnelles et durant quelle période elles avaient eu recours et durant quelle période elles n'avaient pas eu recours à ces pratiques ; ils reconstruisaient ainsi, pour chaque femme mariée ayant eu des enfants, toute sa carrière

matrimoniale, de façon à pouvoir établir le nombre des grossesses et, pour chacune de celles-ci, la période correspondante d'exposition au risque. Des recherches de ce genre, qu'il serait vain de tenter en Europe, donnent, au contraire, des résultats foncièrement dignes de foi en Amérique, étant donnée l'aisance avec laquelle la femme américaine moderne s'exprime au sujet des questions relatives au domaine sexuel.

La période d'exposition au risque a été déduite, par les auteurs américains, de la période de la vie matrimoniale comprise entre la première menstruation et la grossesse ou la prise de contact avec la clinique néomalthusienne, sous déduction de la période occupée par les grossesses et d'une courte période (d'un demi-mois ou d'un mois d'après les différents auteurs) pour chaque accouchement suivant, et aussi, dans le cas de certains auteurs, des périodes éventuelles de séparation occasionnelle des conjoints atteignant une certaine durée. La mesure de la fécondité est déduite du rapport entre le nombre des grossesses et la période d'exposition au risque ainsi déterminée. En particulier, le rapport ainsi déterminé pour les femmes mariées fécondées n'ayant pas eu recours à des pratiques anticonceptionnelles est pris comme la mesure de la fécondité naturelle de la femme mariée.

Pour rendre exacte la détermination de la période d'exposition au risque, il conviendrait, cependant, de déduire tout d'abord aussi la période post-puerpérale d'aménorrhée, qui varie selon la durée de l'allaitement maternel, laquelle, d'ailleurs, est plus courte chez les classes élevées que chez les plus basses, augmente avec la durée du mariage et varie d'un pays à l'autre.

D'autre part, il faudrait également comprendre dans la période d'exposition au risque toute la période allant de la dernière grossesse à la ménopause ou à la dissolution du mariage, période que les auteurs américains négligent tout à fait ou en grande partie, en terminant l'observation à la grossesse considérée ou à la prise de contact avec une clinique néomalthusienne.

Un inconvénient encore plus sérieux qui est inhérent à cette méthode – et qui est d'autant plus sérieux pour la raison que l'on ne saurait comment l'éviter pratiquement dans des enquêtes du genre de celles effectuées par ces auteurs américains – c'est que la méthode ne tient pas compte de tous les couples matrimoniaux qui n'ont pas eu d'enfant, soit à cause de leur inaptitude à la reproduction, soit parce que, bien qu'étant aptes à la reproduction, la période d'observation a été trop courte pour qu'ils pussent avoir des enfants avant qu'elle ne fût terminée. Plus la période d'observation est courte, plus grande est la gravité de cet inconvénient, de sorte que les données obtenues pour des catégories de femmes observées pendant des périodes de durée différente ne sont pas comparables entre elles. Ce n'est qu'après une période d'observation de 15 ou 20 années que cet inconvénient peut être considéré comme pratiquement négligeable.

Or, la durée de la période d'observation varie décidément pour les différents groupes et sous-groupes de population considérés dans les recherches des auteurs américains. Il résulte de ces recherches, et ceci confirme les prévisions théoriques, que les coefficients de la fécondité naturelle

qu'ils ont déterminés varient en sens inverse à la longueur de ladite période. Par la différente durée de la période d'observation s'expliquent plausiblement, du moins en partie, les notables divergences entre les différents coefficients de la fécondité déterminés par ces auteurs, divergences qui paraissaient surprenantes et laissaient perplexes.

D'autre part, les auteurs américains avaient obtenu, pour les différentes classes sociales, des coefficients de fécondité naturelle pratiquement égaux, d'où ils déduisaient que la différente fécondité que l'on observe entre ces classes ne dépend nullement de causes biologiques, mais exclusivement de la différente durée du mariage et de la différente diffusion et efficacité des pratiques anticonceptionnelles. Mais, si l'on tient compte de ce que la durée de la période d'observation est notablement plus courte pour les classes élevées, on comprend facilement comment il se fait que pour celles-ci apparaît plus forte l'exagération de la fécondité résultant de la méthode adoptée par les auteurs américains. En ce qui concerne spécialement les pluripares, cette inexactitude est aggravée par la circonstance que, chez les classes plus élevées, les périodes postpuerpérales d'aménorrhée sont, dans la moyenne, plus courtes, à cause de l'allaitement maternel plus court et moins fréquent. Lorsque l'on tient dûment compte de ces circonstances, il apparaît clairement, des recherches mêmes desdits auteurs américains, que la fécondité naturelle des femmes mariées est nettement croissante en passant des classes sociales élévées à celles plus basses. Et l'application, à certains de leurs résultats, de coefficients de correction appropriés a aussi rendu possible d'en donner une mesure, bien que largement approximative.

Sur la base des données par eux obtenues, les auteurs américains parviennent à une mesure invraisemblablement élevée du nombre moyen des enfants qu'aurait en moyenne une femme américaine non stérile qui ne limiterait pas les naissances, et l'exagération est augmentée du fait d'une trop basse évaluation du pourcentage de stérilité, dans laquelle on confond le pourcentage de stérilité des couples de nouveaux-mariés avec le pourcentage, plus élevé, s'appliquant à tous les mariages existant dans la population.

La même méthode suivie pour mesurer la fécondité naturelle de la femme mariée est aussi adoptée par les auteurs américains pour mesurer l'efficacité des pratiques anticonceptionnelles avant la consultation de la clinique néo-malthusienne, en comparant, dans ce but, la fécondité des femmes qui ont recours aux pratiques anticonceptionnelles avec la fécondité de celles qui habituellement n'y ont pas recours, et en attribuant la différence à l'efficacité de ces pratiques avant la consultation de la clinique. Au contraire, pour les femmes ayant déjà recouru à la clinique la fécondité est plus correctement déterminée, en ce sens que compte est tenu aussi des femmes qui n'ont pas eu de grossesse, et la comparaison de cette fécondité avec la fécondité (exagérée par l'inexactitude de la méthode adoptée) des femmes qui, avant de consulter la clinique, n'avaient pas habituellement recours aux pratiques anticonceptionnelles, donne lieu à une évaluation exagérée de l'efficacité des pratiques anticonceptionnelles après consultation de la clinique.

Si la méthode suivie par les auteurs américains pour mesurer la fécondité est rectifiée en éliminant les périodes post-puerpérales d'aménorrhée, en tenant compte de la période d'exposition au risque suivant la dernière grossesse et en tenant compte des femmes n'ayant pas eu d'enfant durant la période d'observation, la méthode devient correcte, mais alors elle n'est plus nouvelle. En effet, elle avait déjà été proposée et exemplifiée par nous-même il y a presque vingt cinq ans (1924), et elle a été ensuite, et par nous et par d'autres auteurs, appliquée et rappelée dans des discussions ayant eu lieu à l'occasion de congrès scientifiques, et qu'il n'est pas aisé de comprendre qu'elles fussent ignorées de Pearl.

En terminant le présent travail, nous rappelons enfin une autre méthode que nous avions proposée à la même occasion (1924) pour mesurer indirectement la fécondité des femmes ayant des enfants, et que nous-même ainsi que d'autres auteurs avons largement appliquée à la mesure de la fécondité des primipares de plusieurs pays. De cette méthode nous donnons ici d'ultérieurs développements théoriques ; ces derniers amplifient la possibilité de ses applications, dont quelques exemples sont aussi fournis.

SUMMARY AND CONCLUSIONS

Starting from a series of enquiries made by some American writers (more especially Pearl, Stix and Notestein) we have made in this paper a thorough examination of some problems relating to statistical methodology and of others relating to vital statistics and biometry.

Among the methodological problems considered, those dealing with the measurement of the natural fertility of married women and the fertility of married mothers are fundamental. Incidentally, however, the problem of the frequency of the sterility of marriages and that of the measurement of the efficiency of contraceptive practices are also examined.

The most important demographic and biometric problem dealt with is that of the causes of the differential fertility of the several social classes, *i. e.* whether the smaller number of children of the upper classes is a phenomenon partly due to an inferior biological aptitude for reproduction on their part, or whether it is accounted for solely by differences in the duration of marriage and in the frequency and efficiency of contraceptive practices. Other problems dealt with are those of the duration of the period of suckling and of the consequent period of post-puerperal amenorrhea as well as those of their variations from country to country and within each country as determined by economic conditions and social levels, that of the difference between the natural fertility of primiparae and pluriparae ; and that of the decline of the natural fertility of pluriparae with the duration of the marriage.

Many of the results here set forth have already been published in four articles :

Sur la mesure de la fecondité naturelle de la femme mariée, in the « Revue de l'Institut International de Statistique » 1941, N. 1/2 ;

Ueber die differenzierte Fruchtbarkeit und einige verwandte Fragen, in the « Archiv für Rassen– und Gesellschaftsbiologie », Band 35, Heft 3, München, 1941 ;

Sur la mesure de l'efficacité des pratiques anticonceptionnelles, in the « Revue de l'Institut International de Statistique », 1942, N. 1/2.

On the Measure of Fertility in Women, in « Rural Sociology », Vol. 7, N. 1, March 1942.

The conclusions presented in the first two of the above mentioned articles, are amalgamated, completed and developed in this paper ; the second article, however, contained more detailed data on some of the points than those here set forth.

On the other hand, many of the data and considerations contained in this paper are new ; on one point, that dealing with the variations in the fertility of women in relation to the duration of marriage, the data given not only complete those presented in the former article, but, taking account of some information which subsequently became available. an interpretation given in that article has been rectified without however modifying its conclusions.

The question relating to the measurement of the efficiency of contraceptive practices is only incidentally dealt with in this paper, whereas it was discussed in detail in the third article above mentioned.

We will now summarise the fundamental results of the enquiries of the American writers which have given rise to this paper, and the more important of the conclusions to which we have come in opposition to such results.

The said American writers purposed measuring the natural fertility of married women and the spread and efficiency of contraceptive practices. For this purpose they enquired first of all, by questioning the women confined in the obstetrical clinics and the women who applied for consultations in the neo-malthusian clinics, whether they had or had not practiced contraceptive measures, the length of time during which they had practiced them, and the periods during which they had or had not had recourse to such practices. They were thus able to reconstruct for each married woman with children her whole matrimonial career, so as to ascertain the number of pregnancies and for each of these the corresponding period of exposure to the risk. Such enquiries, which it would be quite useless to attempt in Europe, give in America substantially reliable results thanks to the frank way in which the modern American woman talks of sexual matters.

The period of exposure to risk has been deduced by the American writers from the period of married life comprised between the first menstruation and the pregnancy or contact with the neo-malthusian clinic, after deducting the period occupied by the pregnancy and a brief period (reckoned by some of the writers at a month, by others at half a month) for the ensuing puerpery. Some of the writers also make deductions for periods, if any, of separation of the spouses of some duration. The degree of fertility is deduced from the ratio between the number of pregnancies and the period of exposure to risk thus calculated. More espe-

cially, the ratio thus calculated for fecundated married women who have not had recourse to contraceptive practices is accepted as the measure of the natural fertility of the married woman.

But if the period of exposure to risk is to be accurately calculated it would be advisable, in the first place, to deduct the period of post-puerperal amenorrhea, which varies with the duration of breast-feeding, which moreover, is shorter in the case of the upper than in that of the lower classes, lengthens with the duration of the marriage, and varies from country to country.

It would also be necessary to include in the period of exposure to risk the whole period intervening between the last pregnancy and the menopause or dissolution of the marriage, a period of which the American writers either take no account at all or little account, limiting their observations either to the pregnancy under consideration or to the contact with a neo-malthusian clinic.

A still greater drawback of the method followed – and one which as all the more serious because it does not seem to be practically possible to avoid it in enquiries of the kind made by the said American writers – is that it fails to take into account married couples who have had no children not only when they are incapable of reproducing, but also when they are capable of reproducing, but the period under observation has been too brief for them to have children. The shorter the period of observation, the more serious is this drawback. For this reason the data obtained for the groups of women who have been under observation for periods of different duration are not comparable. Only after a period of observation lasting 15 or 20 years can this drawback be considered practically negligeable.

Now, the length of the period of observation varies substantially for the several groups and sub-groups of population considered in the enquiries made by the American writers. Confirming our theoretical forecasts, their enquiries show that the coefficients of natural fertility which they have calculated vary in inverse ratio to the length of the said period. Thus the varying length of the period of observation gives a plausible, – at least partial, if not total – explanation of the marked differences between the several coefficients of fertility calculated by these writers, differences which seemed surprising and left one perplexed.

On the other hand, the American writers obtained practically the same coefficients of fertility for the several social classes, and this led them to the conclusion that the differencees in the average number of children which are observed as between the said classes, do not depend on biological causes but only on the different duration of the marriages and on differences in the diffusion and efficiency of contraceptive practices. But, when account is taken of the fact that the period of observation is much shorter for the upper classes, it is evident that the method adopted by the American writers will exaggerate fertility in a higher degree in the case of the latter. Such inaccuracies will be accentuated, in the case of pluriparae, by the circumstance that in the upper classes the periods of post-puerperal amenorrhea are on the average shorter, owing

to the briefer duration and lower frequency of maternal suckling. When these facts are taken into due consideration it will be clearly seen that the natural fertility of married women is shown by the enquiries of the American writers themselves to increase definitely as we pass from the lower to the upper classes. The application of suitable coefficients of correction to some of the results they have obtained has also made it possible to measure this decline, even if only in a broadly approximative degree.

On the basis of the data they secured, the American writers arrive at an improbably high figure for the average number of children a non-sterile American woman would have if she did not limit their number, and the exaggeration is increased by underestimating the percentage of sterility, through a calculation which erroneously substitutes the percentage of sterility of newly married couples for the higher percentage which should be applied to all existing marriages.

The method used for measuring the natural fertility of married women is used by the American writers for measuring the efficiency of the contraceptive practices to which recourse has been had prior to consulting the neo-malthusian clinic, and for this purpose a comparison has been drawn between the fertility of the women who do and that of those who usually do not have recourse to contraceptive practices, the difference being ascribed to the efficiency of these practices prior to consulting the clinic. On the contrary, in the case of women who have already consulted the clinic, fertility is more correctly calculated, in as much as account is also taken of the women who have not had pregnancies ; the comparison of their fertility with that – exaggerated by the defects of the method employed – of the women who, before consulting the clinic, had not habitually made use of contraceptive measures, leads to an exaggerated estimate of the efficiency of the contraceptive practices adopted after consulting the clinic.

When the method used by the American writers for measuring fertility is corrected by excluding the periods of post-puerperal amenorrhea, taking into account the periods of exposure to risk subsequent to the last pregnancy, as well as the number of women who have not had children during the period under observation, it becomes accurate, but it is no longer original. It had indeed been proposed and illustrated by us nearly twenty-five years ago (1924) and was afterwards applied on several occasions both by ourselves and by others and referred to in the debates of scientific congresses of which it is difficult to understand how Pearl could be unaware.

Lastly, at the end of the paper, reference is made to another method of ours, which was proposed on the same occasion (1924) for measuring indirectly the fertility of women who have had children, a method extensively applied by ourselves and by other writers for measuring the fertility of the primiparae of many countries. Further theoretical developments of this method are here given; they enlarge the possibilities of its application, of which some examples are also given.

ZUSAMMENFASSUNG UND SCHLUSSFOLGERUNGEN

Veranlasst durch eine Reihe von Untersuchungen einiger amerikanischer Autoren (insbesondere PEARL, STIX und NOTESTEIN) haben wir in der vorliegenden Arbeit verschiedene statistisch-methodologische sowie demographische und biometrische Probleme gründlich untersucht.

Von den behandelten methodologischen Problemen haben grundsätzliche Bedeutung die Frage der Messung der natürlichen Furchtbarkeit der Ehefrauen und die Frage der Fruchtbarkeit der verheirateten Mütter. Es werden aber beiläufig auch untersucht das Problem der Häufigkeit der Kinderlosigkeit bei Ehepaaren und die Frage der Messung der Wirksamkeit der Schwangerschaftsverhütungsmittel.

Das vor allem behandelte demographische und biometrische Problem ist das der Ursachen der differenzierten Fruchtbarkeit der verschiedenen Gesellschaftsklassen, nämlich ob die geringere Kinderzahl der höheren Klassen zum Teile von einer geringeren biologischen Fortpflanzungsfähigkeit derselben oder dagegen nur von der verschiedenen Ehedauer und von der verschiedenen Häufigkeit der Anwendung und von der unterschiedlichen Wirksamkeit der vorbeugenden Mittel abhängt. Andere Probleme, die wir behandelt haben, betreffen: die Dauer der Stillungszeit und der nachgeburtlichen Amenorrhöeperiode und deren Unterschiede je nach den verschiedenen Ländern und – in einem und demselben Land – je nach den wirtschaftlichen Verhältnissen und dem Gesellschaftsstand, ferner den Unterschied zwischen der natürlichen Fruchtbarkeit der Erstgebärenden und der Mehrfachgebärenden und schliesslich die Abnahme der natürlichen Fruchtbarkeit der Mehrfachgebärenden mit der Fortdauer der Ehe.

Viele von den hier mitgeteilten Ergebnissen wurden bereits in den vier nachfolgend angegebenen Artikeln veröffentlicht:

Sur la mesure de la fécondité naturelle de la femme mariée in « Revue de l'Institut International de Statistique », 1941, Nr. 1/2;

Ueber die differenzierte Fruchtbarkeit und einige verwandte Fragen in « Archiv für Rassen- und Gesellschaftsbiologie », Band 35, Heft 4, München 1941;

Sur la mesure de l'efficacité des pratiques anticonceptionnelles in « Revue de l'Institut International de Statistique », 1942, Nr. 1/2.

On the Measure of Fertility in Women, in « Rural Sociology », Vo. 7, Nr. 1, March 1942.

Die vorliegende Arbeit ist in der Hauptsache eine Zusammenlegung, Ergänzung und Weiterentwicklung der in den zwei ersten der oben angeführten Artikel mitgeteilten Ergebnisse; der zweite Artikel bringt jedoch bezüglich einiger Punkte ausführlichere Daten als die hier enthaltenen.

Andererseits sind aber viele von den übrigen in dieser Arbeit enthaltenen Daten und Betrachtungen neu; in einem Punkte und zwar hinsichtlich der Veränderungen der Fruchtbarkeit der Frau je nach der Ehedauer nicht nur werden die Daten des ersten Artikels ergänzt, sondern es wird auch – auf Grund von nachträglich zugegangenen Unterlagen – eine im genannten Artikel gegebene Auslegung der Ergebnisse der amerikanischen

Autoren berichtigt ohne jedoch irgendwelche Aenderung der Schlussfolgerungen.

Die Frage der Messung der Wirksamkeit der Verhütungsmittel wird in der vorliegenden Arbeit nur beiläufig untersucht, dagegen wurde sie in dem dritten der oben angeführten Artikel ausführlich behandelt.

Wir fassen nun die grundsätzlichen Ergebnisse der Untersuchungen der amerikanische Autoren, die die vorliegende Arbeit veranlassten, sowie die wichtigsten Schlussfolgerungen, zu denen wir im Gegensatz zu jenen Ergebnissen gelangt sind, zusammen.

Die genannten amerikanischen Autoren beabsichtigten, die natürliche Fruchtbarkeit der Ehefrau sowie die Verbreitung und Wirksamkeit der vorbeugenden Mittel zu messen. Zu diesem Zwecke haben sie vor allem die Wöchnerinnen in den geburtshilflichen Kliniken bezw. solche Frauen, die sich von einer neumalthusianischen Klinik Rat geholt hatten, befragt, ob sie überhaupt vorbeugende Mittel angewandt bezw. nicht angewandt hatten und während welcher Zeiträume sie solche Mittel angewandt bezw. nicht angewandt hatten ; auf diese Weise rekonstruierten die genannten Autoren für jede Ehefrau, die Kinder geboren hatte, deren ganze eheliche Laufbahn, so dass die Zahl der erfolgten Schwangerschaften und für jede von diesen die entsprechende Periode der Empfängnisrisikoaussetzung feststellen konnten. Derartige Untersuchungen, die man in Europa wohl vergeblich unternehmen würde, führen dagegen in Amerika – bei der Selbstverständlichkeit, mit welcher sich die amerikanischen Frauen über Fragen des sexuellen Bereiches auslassen – zu im Grunde verlässlichen Ergebnissen.

Als Periode der Risikoaussetzung betrachteten die amerikanischen Autoren den Zeitraum des ehelichen Lebens, der zwischen der ersten Menstruation und der Schwangerschaft bezw. der Kontaktnahme mit der neumalthusianischen Klinik liegt, unter Abzug des von der Schwangerschaft eingenommenen Zeitraumes und einer kurzen Periode (eines halben Monats oder eines ganzen Monats je nach den Autoren) für das nachfolgende Wochenbett, sowie – bei einigen Autoren – unter Abzug der eventuellen Perioden gelegentlicher Trennung der Eheleute, die eine gewisse Dauer erreicht. Den Masstab der Fruchtbarkeit ergibt das Verhältnis der Schwangerschaftenzahl zu der so festgestellten Periode der Empfängnisrisikoaussetzung. Insbesondere wird das bei den befruchteten Ehefrauen die von vorbeugenden Mitteln keinen Gebrauch gemacht haben, so festgestellte Verhältnis als Masstab der natürlichen Fruchtbarkeit der Ehefrau angenommen.

Um die Risikoaussetzungsperiode genau festzustellen, wäre es vor allem angebracht, auch die nachgeburtliche Amenorrhöeperiode in Abzug zu bringen, die mit der Dauer des Stillens durch die Mutter variiert, eine Dauer übrigens, die bei den höheren Gesellschaftsklassen kürzer als bei den niedrigeren, mit der Fortdauer der Ehe länger und von einem Land zum anderen verschieden ist.

Ferner sollte man in die Periode der Risikoaussetzung auch den ganzen Zeitraum miteinrechnen, der von der letzten Schwangerschaft bis zur Menopause bezw. zur Eheauflösung geht ; diese Periode wird dagegen von

den amerikanischen Autoren ganz oder zum grossen Teil ausser Achtgelassen, indem die Beobachtung mit der betrachteten Schwangerschaft bezw. der Kontaktnahme mit einer neumalthusianischen Klinik beschlossen wird.

Ein noch bedenklicherer Mangel haftet aber der Methode an und erscheint um so schwererwiegend, als nicht ersichtlich ist, wie demselben bei Untersuchungen der Art derjenigen, die von den erwähnten amerikanischen Autoren angestellt wurden, praktisch abgeholfen werden kann. Dieser Mangel besteht darin, dass die Methode von allen Ehepaaren absieht, die keine Kinder gehabt haben, sei es, weil sie zur Fortpflanzung ungeeignet waren, sei es, weil, obwohl sie zur Fortpflanzung geeignet, die Beobachtungszeit zu kurz war und innerhalb derselben sich Kinder nicht einstellen konnten. Je kürzer die Beobachtungszeit ist, desto schwererwiegend erweist sich dieser Mangel, so dass die für Frauengruppen, die während Zeiträume verschiedener Dauer beobachtet wurden, erzielten Ergebnisse nicht mit einander vergleichbar sind. Erst nach einer Beobachtungsperiode von 15 oder 20 Jahren kann der besagte Mangel als unerheblich betrachtet werden.

Nun ist die Dauer der Beobachtungsperiode merklich verschieden für die bei den Untersuchungen der amerikanischen Autoren in Betracht gezogenen Bevölkerungsgruppen und -untergruppen. Aus diesen Untersuchungen geht hervor – und dies bestätigt die theoretischen Voraussagen – dass die von diesen Autoren festgestellten natürlichen Fruchtbarkeitskoeffizienten im umgekehrten Verhältnis zu der Dauer der genannten Periode variieren. Die verschiedene Dauer der Beobachtungsperiode erklärt – wenigstens zum Teil – in einleuchtender Weise die merklichen Unterschiede zwischen den verschiedenen von den genannten Autoren festgestellten Fruchtbarkeitskoeffizienten, Unterschiede, die überraschend und verblüffend wirkten.

Dagegen hatten die amerikanischen Autoren für die verschiedenen Gesellschaftsklassen praktisch gleiche natürliche Fruchtbarkeitskoeffizienten erzielt, woraus sie die Schlussfolgerung zogen, dass die verschiedene Höhe der Kinderzahl, die bei den verschiedenen Gesellschaftsklassen beobachtet wird, durchaus nicht von biologischen Ursachen abhängt, sondern ausschliesslich von der verschiedenen Ehedauer und von der verschiedenen Verbreitung bezw. Wirksamkeit der angewandten Vorbeugungsmittel. Jedoch wenn man bedenkt, dass bei den höheren Gesellschaftsklassen die Dauer der Beobachtungsperiode erheblich kürzer ist, so versteht man ohne weiteres, dass die infolge der von den amerikanischen Autoren angewandten Methode resultierende Ueberhöhung der Fruchtbarkeit bei diesen Klassen grösser sein muss. Was insbesondere die Mehrfachgebärenden anbetrifft, so wird, diese Ungenauigkeit noch durch den Umstand verstärkt, dass bei den höheren Gesellschaftsklassen – infolge des kürzeren und weniger häufigen Stillens durch die Mutter – auch die nachgeburtlichen Amenorrhöeperioden kürzer sind. Wenn diesen Umständen gebührend Rechnung getragen wird, so wird es klar, dass die natürliche Fruchtbarkeit der Ehefrauen – wie aus den Untersuchungen der genannten amerikanischen Autoren selbst hervorgeht – beim Uebergang von den

höheren zu den niedrigeren Gesellschaftsklassen deutlich abnimmt. Und die Anwendung bei einigen ihrer Ergebnissen von geeigneten Korrektionskoeffizienten hat es auch ermöglicht, einen wenn auch nur grob annähernden Masstab dafür zu geben.

Auf Grund der von ihnen erzielten Ergebnisse gelangen die amerikanischen Autoren zu einem unwahrscheinlich hohen Stand der durchschnittlichen Kinderzahl, die im Durchschnitt von einer amerikanischen nicht sterilen Frau, die zu keiner geburtsbeschränkenden Massnahme greift, geboren werden, und die Ueberhöhung ist noch durch eine zu niedrige Schätzung des Sterilitätsprozentsatzes erhöht, wobei dieser Prozentsatz für die neuen Ehepaare mit dem höheren Prozentsatz verwechselt wird, der für sämtliche in der Bevölkerung existierende Ehepaare anzuwenden ist.

Die gleiche Methode, die sie zur Messung der natürlichen Fruchtbarkeit der Ehefrauen anwenden, wird von den amerikanischen Autoren auch zur Messung der Wirksamkeit der vorbeugenden Mittel vor der Konsultation bei der neumalthusianischen Klinik befolgt, wobei die Fruchtbarkeit der Frauen, die von vorbeugenden Mitteln Gebrauch machen, mit der Fruchtbarkeit derjenigen, die dagegen gewöhlich solche Mittel nicht gebrauchen, verglichen und der Unterschied in der Wirksamkeit dieser Mittel vor der erwähnten Konsultation zugeschrieben wird. Für die Frauen, die bereits von der Klinik beraten wurden, wird die Fruchtbarkeit richtiger festgestellt, indem auch die Frauen, die noch keine Schwangerschaft hatten, mitberücksichtigt werden, und der Vergleich dieser Fruchtbarkeit mit der durch die Ungenauigkeit der befolgten Methode überhöhten Fruchtbarkeit der Frauen, die vor der Befragung der Klinik gewöhnlich von vorbeugenden Mitteln keinen Gebrauch machten, führt zu einer überhöhten Schätzung der nach Beratung durch die Klinik erzielten Wirksamkeit solcher Mittel.

Wenn die von den amerikanischen Autoren angewandte Methode zur Messung der Fruchtbarkeit berichtigt wird, indem die nachgeburtlichen Amenorrhöeperioden ausgeschaltet werden, die der letzten Schwangerschaft nachfolgende Periode der Empfängnisrisikoaussetzung berücksichtigt wird und die Frauen, die während der Beobachtungszeit keine Kinder geboren haben, mitberücksichtigt werden, so wird die Methode richtig, aber dann ist sie nicht mehr neu. Denn diese Methode wurde bereits vor nahezu fünfundzwanzig Jahren (1924) von uns vorgeschlagen und exemplifiziert, und nachher wiederholt von uns und anderen Auto. ren angewandt; auch wurde auf dieselbe bei Diskussionen in wissenschaftlichen Tagungen mehrfach hingewiesen, und es erscheint unverständlich, dass Pearl diese Diskussionen unbekannt sein sollten.

Am Schlusse der Arbeit wird auf eine andere Methode hingewiesen, die auch von uns bei derselben Gelegenheit (1924), um die Fruchtbarkeit der Frauen, die Kinder geboren haben, indirekt zu messen, vorgeschlagen und sowohl von uns als auch von anderen Autoren weitgehend zur Messung der Fruchtbarkeit der Erstgebärenden zahlreicher Länder angewandt wurde. Von dieser Methode werden hier theoretische Fortentwicklungen gegeben, die ihre Anwendungsmöglichkeiten erweitern, von denen auch einige Beispiele angeführt sind.

H. VON SCHELLING

Erste Ergebnisse einer Aufgliederung der Sterblichkeit nach Geburtsjahrgängen und Kalenderjahren.

In den grossen Ländern der Erde sterben jährlich Hunderttausende von Menschen. Wenige Vorgänge werden so sorgfältig registriert wie die Todesfälle. Die ausgewiesene jährliche Sterblichkeit in einem Lande, berechnet auf je 1000 seiner Bewohner, ist also eine sehr zuverlässige Ziffer. Trotzdem besagt sie wenig, wenn man über Jahrzehnte hinweg oder von Land zu Land Vergleiche anstellen will. Die Gesamtsterblichkeit ist die Resultante aus zahllosen Komponenten, die von Fall zu Fall mit wechselnder Stärke wirksam werden. Vor allem der *Altersaufbau* der Bevölkerung ist von wesentlicher Bedeutung.

Schon Laplace hat den Wunsch gehabt, *das Aussterben einzelner Geburtsjahrgänge von Jahr zu Jahr zu verfolgen.* Freilich fehlten ihm die statistischen Unterlagen zu einer solchen Betrachtung. Heute ist es — z. B. für *Preussen* — möglich, für jeden Jahrgang von 1867 an und für jedes Kalenderjahr die Sterblichkeit getrennt nach Geschlecht zu bestimmen. Damit wird man vom Altersaufbau der Bevölkerung ganz unabhängig.

Das Gebiet Preussens ist von 1867-1913 fast unverändert geblieben, nur das kleine Herzogtum Lauenburg und die Insel Helgoland sind eingegliedert worden. Der erste Weltkrieg bedeutet einen tiefen Einschnitt. Die Kriegsverluste sind nach Jahrgängen nicht aufgegliedert worden, sodass die Untersuchung über 1913 hinaus nicht fortgesetzt werden kann. Die Gebietsverluste und die damit verbundenen grossen Rückwanderungen erlauben auch in den Jahren 1919-21 die Wiederaufnahme der Berechnungen nicht. Dagegen konnte ich die Sterblichkeit in den Kalenderjahren 1922-39 für alle Jahrgänge von 1867 an bestimmen.

Die umfangreiche und zeitraubende Sammlung des Materials erfolgte in mehreren Schritten. Zunächst wurden für jedes Jahr die Anzahl der Lebendgeborenen getrennt nach Geschlecht ausgeschrieben, anschliessend Jahr für Jahr die unter den untersuchten Geburtsjahrgängen 1867-1939 vorgekommenen Sterbefälle. Wenn keine Wanderungen stattgefunden hätten, liesse sich bis 1913 aus diesen Ziffern der Bestandsschwund der einzelnen Jahrgänge durch Tod ermitteln. Die Volkszählungen liefern den Bestand der Jahrgänge an den Stichtagen. Die Unterschiede gegen die berechneten Werte sind auf Wanderungen zurückzuführen, die aber zu einem erheblichen Teil sich innerhalb Deutschlands abgespielt haben werden und daher nur von einem begrenzten Interesse sind. Zwischen den Volkszählungen musste der Bestand der Jahrgänge durch Interpolation geschätzt werden, was bei einer ausreichenden Abrundung auf volle Tausend keine nennenswerten Schwierigkeiten bereitet. In den ersten drei Alterstufen erwies es sich freilich als zweckmässig, von dem errechneten Bestand auszugehen, da offenbar, vor allem im Anfang der Periode, manche Säuglinge und Kleinkinder bei den Volkszählungen nicht erfasst worden sind, worauf in den Heften der Preussischen Statistik mehrfach einleitend hingewiesen wird.

Damit hatte ich das Material zusammen, um nach Geschlecht getrennt den Sterblichkeitsquotienten q für jeden der Geburtsjahrgänge 1867-1939 und jedes Kalenderjahr der Perioden 1867-1913 und 1922-1939 zu berechnen. Der Wunsch von Laplace ist so zu einem erheblichen Teil in Erfüllung gegangen, obwohl ich bisher nur die frühesten Jahrgänge bis knapp an die Schwelle des biblischen Alters verfolgen kann. Die umfangreichen Tabellen werden die Grundlage für eine Reihe von Einzeluntersuchungen bilden. Wenn ich an dieser Stelle darüber etwas mitteile, so geschieht es vor allem zu dem Zweck, Resultate, die C. Gini in einer ähnlichen wenn auch weniger ausgedehnten Untersuchung über die Sterblichkeit in *Italien* erzielt hat *), mit meinen Ergebnissen aus *Preussen* zu vergleichen. Ehe ich aber dazu übergehe, möchte ich über einige charakteristische Züge meiner Tabellen kurz berichten.

In die Augen fällt zunächst natürlich der *allgemeine Rückgang der Sterblichkeit*. In den einzelnen Altersstufen hat er zu verschie-

---

(*) C. Gini, *Sulla selettività delle cause di morte durante l'infanzia*. «Metron, XI, 163-183» (1933).

denen Zeiten eingesetzt, am spätesten bei den Säuglingen, deren Sterblichkeit erst zu Beginn unseres Jahrhunderts endgültig abnimmt. Wegen dieses unterschiedlichen Verhaltens würde es einen unerträglichen Zwang bedeuten, wollte man die Trendlinien einheitlich durch eine Klasse einfacher mathematischer Kurven darstellen. Am wenigsten einschneidend ist die Annahme, man erfasse die wesentlichen Züge des Trend durch Bildung von *gleitenden Mittelwerten*. Kommt man einmal zu diesem Entschluss, so hat man noch die Anzahl der Summanden frei, die zur Durchschnittsbildung herangezogen werden. Die Rechentechnik ist bei einer ungraden Anzahl wesentlich einfacher. Die Wahl von nur drei Summanden scheidet aus, weil eine oberflächliche Betrachtung lehrt, dass oft zwei gute oder zwei schlechte Jahre aufeinanderfolgen, in drei Jahren also kein rechter Ausgleich zu erwarten ist. Anderseits werden bei dem zum Teil jäh eintretenden Wechsel der Verhältnisse Einzelheiten bei zu weitreichender Mittelung bedenklich verwischt, zudem fallen am Beginn und am Ende immer weitere Jahrgänge für die Untersuchung aus. Nach diesen Ueberlegungen schien es ratsam zu sein, *aus den q_x gleitende Fünfjahresmittel zu bilden*. Jeder beobachtete Wert q_x, der kleiner ist als das entsprechende Mittel, bekommt ein Minuszeichen —, jede grössere Beobachtung ein Pluszeichen +, bei Gleichheit dient das Gleichheitszeichen =, das je mit ½ zählt, zur Kenntlichmachung. Auf diese Art entstehen Tabellen von Vorzeichen, welche die Grundlage für mannigfache Untersuchungen bilden können.

Da ich mich bei dem Vergleich mit den Werten aus Italien auf die Zeit vor dem ersten Weltkrieg beschränken muss, werde ich hier in der Hauptsache nur über diesen Abschnitt berichten. Fasst man beide Geschlechter zusammen, so zählt man 956 Plus- und 936 Minuszeichen, wobei zwei Gleichheitszeichen als ein Plus- und ein Minuszeichen gerechnet worden sind. Wenn wir annehmen, dass bei einem idealen Trend sich die Häufigkeiten der beiderseitigen Abweichungen wie 1 : 1 verhalten, so sind je $946 \pm \pm \frac{1}{2}\sqrt{1892} = 946 \pm 21{,}75$ gleiche Zeichen zu erwarten. Die Beobachtung liegt weit innerhalb des einfachen Fehlerbereiches. Die fünfjährigen gleitenden Mittelwerte kommen also den an sie gestellten Forderungen in hohem Grade nach.

In den Tabellen verteilen sich die Vorzeichen keineswegs regellos. In der Mehrzahl der *Kalenderjahre* findet eine *überzu-*

fällige Anhäufung von Zeichen einer Art statt. In solchen Jahren haben also die meisten Altersstufen gemeinsam entweder eine überdurchschnittliche oder eine unterdurchschnittliche Sterblichkeit aufzuweisen. Eine gewisse Ausnahme bildet in erster Linie die Sterblichkeit im Geburtsjahr und dem darauffolgenden Jahre, also das Säuglingsalter. Eine hohe Säuglingssterblichkeit in einem sonst günstigen Jahre kommt vor, ebenso das Gegenteil. Es ist daher zweckmässig, bei Betrachtung der Kalenderjahre die beiden untersten Altersstufen fortzulassen. Wenn man dann den Anteil p der Minuszeichen an den Zeichen eines jeden Kalenderjahr berechnet, erhält man die in Abb. 1 zusammengestellten und graphisch veranschaulichten Werte. Die Verteilung ist klar U-förmig.

Bereich	Anzahl
$0 \leqq p < 10$	7
$10 \leqq p < 20$	5
$20 \leqq p < 30$	3
$30 \leqq p < 40$	3
$40 \leqq p < 50$	2
$50 \leqq p < 60$	3
$60 \leqq p < 70$	2
$70 \leqq p < 80$	3
$80 \leqq p < 90$	4
$90 \leqq p \leqq 100$	9
	—
	41

Anzahl

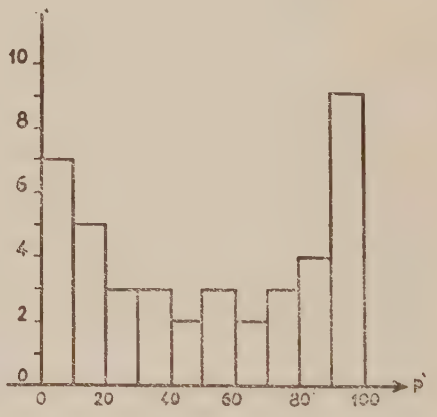


Abb. 1

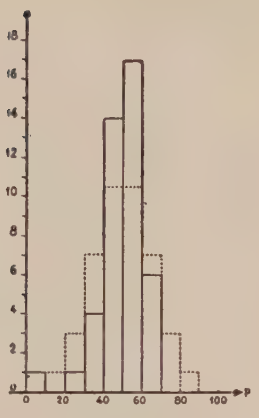
Häufigkeit des Anteils p der Minuszeichen unter den 41 Kalenderjahren bei Streichung der beiden untersten Alterstufen ; beide Geschlechter zusammen.

Das Gegenstück dazu bildet die Auszählung des Anteils p' der Minuezeichen an den Vorzeichen der einzelnen Geburtsjahrgänge, wobei die beiden unteren Altersstufen beibehalten werden können. Wie Abb. 2 zeigt, ist die Verteilung wesentlich enger um $p' = \frac{1}{2}$ zusammengedrängt als die Bernoulli-Verteilung mit $p' = \frac{1}{2}$ und $n = 9$, die man bei Unterscheidung von lo Klassen unter rein zufälligen Verhältnissen erwarten sollte.

Bereich	Anzahl	Bernoulli-Verteilung
$0 \leqq p' < 10$	1	0
$10 \leqq p' < 20$	0	1
$20 \leqq p' < 30$	1	3
$30 \leqq p' < 40$	4	7
$40 \leqq p' < 50$	14	10,5
$50 \leqq p' < 60$	17	10,5
$60 \leqq p' < 70$	6	7
$70 \leqq p' < 80$	0	3
$80 \leqq p' < 90$	0	1
$90 \leqq p' \leqq 100$	0	0
	43	43

beob. Bem.

Anzahl Abb. 2



Anteil p, der Minuszeichen unter den 43 Jahrgängen im Vergleich zur Bernoulli-Verteilung, beide Geschlechter zusammen.

Bei der Deutung der beiden Verteilungen, deren Charakter statistisch gesichert ist, muss man bedenken, dass sie nicht unabhängig voneinander sind. Das Wesentliche ist das Ueberwiegen ausgesprochen günstiger oder ungünstiger Kalenderjahre. Im Rythmus dieser Jahre wechseln innerhalb der einzelnen Geburtsjahrgänge im Durchschnitt Plus- und Minuszeichen. Bei gleitenden Fünfjahresmitteln wird jeder Wert mit zwei vorausgegangenen und zwei folgenden Jahren verglichen. Da, wie festgestellt worden ist, die Beobachtungen in fast idealer Weise um den Trend der fünfjährigen gleitenden Mittelwerte schwanken, wechseln also gute und schlechte Jahre in jedem Lustrum sich ab. *Das ist einfach eine Folge der gewählten Darstellung.* Innerhalb der einzelnen Jahrgänge reihen sich daher Plus- an Minuszeichen in rascherem Wechsel, als das bei einem reinen Zufallsspiel geschehen würde. So kommt die Verteilung der Abbildung 2 zustande. Es wäre voreilig, daraus schliessen zu wollen, dass ein in einem Jahre besonders hart getroffener Jahrgang in den nächsten Jahren eine unterdurchschnittliche Sterblichkeit aufweist und umgekehrt. Um dieser wichtigen Frage nachzugehen, darf man nicht nach Kalenderjahren gliedern, muss vielmehr aufeinanderfolgende Altersstufen vergleichen, vor allem *Säuglinge und Kleinkinder.*

Preussen, männliches Geschlecht.

Jahrgang	1869	1870	1871	1872	1873	1874	1875	1876	1877	1878	1879	1880
$S_{1/2}$ (1)	— 2531	+ 505	+ 2420	— 102	— 1407	+ 1338	— 148	+ 294	— 686	— 848	— 47	+ 825
S_3 (1)	+ 465	+ 552	— 21	— 749	— 111	+ 315	+ 443	— 77	— 522	— 57	— 47	+ 32

Jahrgang	1881	1882	1883	1884	1885	1886	1887	1888	1889	1890	1891	1892
$S_{1/2}$	— 706	+ 103	+ 206	+ 393	+ 35	+ 1019	— 1433	— 334	+ 804	— 599	— 20	+ 948
S_3	+ 48	+ 439	+ 538	+ 65	— 439	— 393	+ 74	— 118	— 191	+ 659	+ 404	— 304

Jahrgang	1893	1894	1895	1896	1897	1898	1899	1900	1901	1902	1903	1904
$S_{1/2}$	— 3	— 885	+ 886	— 483	— 538	— 225	+ 629	+ 1599	— 435	— 1674	+ 147	+ 916
S_3	— 328	— 104	— 29	— 107	+ 68	+ 66	+ 140	— 143	+ 125	— 44	+ 31	— 78

Jahrgang	1905	1906	1907
$S_{1/2}$	+ 739	— 520	— 345
S_3	— 71	+ 84	+ 38

Jahrgang	1924	1925	1926	1927	1928	1929	1930	1931	1932	1933
$S_{1/2}$	— 411	— 194	— 63	— 404	+ 273	+ 383	— 338	— 192	+ 166	+ 100
S_3	+ 51	+ 10	— 12	+ 168	— 119	— 101	— 17	+ 9	+ 55	+ 34

(1) Es bedeuten:

q_i die Sterblichkeit im i_{ten} auf das Geburtsjahr folgenpen Kalenderjahr. bezogen auf 100.000; $(q_i)_5$ gleifende aritmetische Mittel der q_i aus 5 aufeinanderfolgenden Jahrgängen:

$$S_{1/2} = (q_0 + q_1) - (\bar{q}_0 + \bar{q}_1)_5 \text{ und } S_3 = (q_2 + q_3 + q_4) - (\bar{q}_2 + \bar{q}_3 + \bar{q}_4)_5.$$

Zu diesem Zweck führe ich zwei Hilfsgrössen $S_{1/2}$ und S_3 ein, die sich aus den Sterblichkeitsquotienten q_i und deren fünfjährigen gleitenden Mittelwerten $(\bar{q}_i)_5$ wie folgt zusammensetzen:

$$S_{1/2} = (q_0 + q_1) - (\bar{q}_0 + q_1)_5 \text{ und } S_3 = (q_2 + q_3 + q_4) - (\bar{q}_2 + \bar{q}_3 + \bar{q}_4)_5.$$

Wenn diese Grössen auch nicht unmittelbar anschaulich sind, so kennzeichnet $S_{1/2}$ doch gut die Säuglingssterblichkeit, S_3 die Sterblichkeit der Kleinkinder bis zu etwa $4\frac{1}{2}$ Jahren. Auf die Mitnahme von q_5 habe ich verzichtet, weil diese Grössen für Italien nicht mehr zur Verfügung stehen. Die Uebersicht 1 enthält die Werte von $S_{1/2}$ und S_3 für die Jahre 1869-1907 und 1924-33, gültig für das männliche Geschlecht in Preussen. Ich konnte mich auf die Knaben beschränken, weil in Preussen und ebenso in Italien die Bewegung der Sterblichkeit bei Knaben und Mädchen mit ganz geringen Ausnahmen gleichsinnig erfolgt.

Wenn wir zunächst nur die Vorzeichen von $S_{1/2}$ und S_3 auszählen, so erhalten wir folgende Zusammenstellungen:

Tab. 2.

Preussen, männliches Geschlecht.

		$S_{1/2}$ +	$S_{1/2}$ −	
S_3	+	8	11	19
	−	10	10	20
		18	21	39

1869–1907

		$S_{1/2}$ +	$S_{1/2}$ −	
S_3	+	2	3	5
	−	2	3	5
		4	6	10

1924–1933

Bei festgehaltenen Randsummen entsprechen die Ziffern der 2×2 Tafel für 1924-33 genau den Erwartungswerten bei einer rein zufälligen Anordnung, für 1869-1907 weichen sie nur um je 0,77 davon ab. Für Preussen besteht also zwischen den Vorzeichen von $S_{1/2}$ und S_3 kein nachweisbarer Zusammenhang, es lohnt sich nicht, die Korrelationskoeffizienten zu berechnen.

In gleicher Weise habe ich die Tabelle von Gini für die italienischen Knaben und die Zeit von 1879-1907 behandelt. Die von mir gefundenen Werte von $S_{1/2}$ und S_3 finden sich in der Uebersicht 3.

TAB. 3.

Italien, männliches Geschlecht.

Jahrgang	1879	1880	1881	1882	1883	1884	1885	1886	1887	1888	1889	1890
$S_{1/2}$	+ 818	+ 462	— 173	+ 117	— 615	— 464	+ 296	+ 392	+ 200	— 426	— 188	— 660
S_3	— 73	— 17	— 203	— 61	+ 541	+ 423	— 300	— 429	— 89	+ 196	+ 170	— 3

Jahrgang	1891	1892	1893	1894	1895	1896	1897	1898	1899	1900	1901	1902
$S_{1/2}$	+ 153	— 475	— 327	+ 843	+ 827	— 496	— 515	— 268	— 471	+ 221	+ 289	+ 331
S_3	— 86	+ 42	+ 101	— 160	— 115	— 18	+ 3	+ 15	+ 95	+ 46	— 229	— 183

Jahrgang	1903	1904	1905	1906	1907
$S_{1/2}$	— 131	+ 107	+ 244	— 292	— 177
S_3	+ 75	+ 100	+ 60	+ 125	+ 55

(1) Es bedeuten;

q^i die Sterblichkeit im i^{ten} auf das Geburtsjahr folgenden Kalenderjahr bezogen auf 100.000; $(q^i)_5$ gleitende arithmetische Mittel der q^i aus 5 aufeinanderfolgenden Jahrgängen;

$$S_{1/2} = (q_0 + q_1) - (\overline{q}_0 + \overline{q}_1)_5 \text{ und } S_3 = (q_2 + q_3 + q_4) - (\overline{q}_2 + \overline{q}_3 + \overline{q}_4)_5.$$

Wenn man wieder die Vorzeichen von $S_{1/2}$ und S_3 zusammenstellt, so findet man:

Tab. 4.

Italien, Knaben.

		$S_{1/2}$ +	$S_{1/2}$ —	
S_3	+	3	12	15
	—	11	3	14
		14	15	29

1879–1907

Die Anhäufung der Beobachtungen in der Nebendiagonalen übersteigt die Schranken zufälliger Schwankungen, die Abweichung vom Erwartungswert beträgt das 3,10 —fache des zugehörigen mittleren Fehlers. Unter diesen Umständen ist es ratsam, den Korrelationskoeffizienten zu berechnen. Man erhält $r = -0{,}596$.

Um diesen Koeffizienten zu beurteilen, verwandle ich ihn mittels der Transformation $z = \frac{1}{2} ln \frac{1+r}{1-r}$ in die von *R. A. Fisher* eingeführte Korrelationsziffer z, die mit der Streuung $1 : (n-3)$ nahezu normal um $z = 0$ verteilt ist. In unserem Beispiel ergibt sich $z = -0{,}686$, $s(z) = 0{,}196$, also $z : s(z) = 3{,}50$. Bei Beschränkung auf die Vorzeichen allein hatte sich die Kennziffer 3,10 ergeben, die sich durch die Berücksichtigung des Betrages der Abweichungen nun auf 3,50 erhöht hat.

Wenn Gini die Frage auch ausdrücklich offen lässt, scheint mir nach diesem Befunde eine negative Korrelation zwischen der Sterblichkeit der Säuglinge und der Kleinkinder in Italien für das männliche Geschlecht in der Zeit von 1879-1907 knapp statistisch gesichert zu sein. In Preussen hat sich mit der gleichen Methode eine solche Korrelation nicht nachweisen lassen. Ich vermag nicht zu sagen, woher das kommen mag. Die etwas abweichende Gewinnung der Sterblichkeitsquotienten kann kaum schuld daran sein.

Während für Italien, wie L. Galvani im Anhang zu der Arbeit von Gini näher ausführt, die Sterbefälle der Geburtsjahrgänge nach

den Todesfällen der Kinder gleichen Alters in den einzelnen Kalenderjahren geschätzt werden mussten, standen mir für Preussen die Zahlen unmittelbar zur Verfügung. Aus diesem Umstand erklärt es sich, dass die Schwankungen der Grössen $S_{1/2}$ und S_3 für Italien im ganzen geringer sind als für Preussen, ein wesentlicher Einfluss auf die Korrelation zwischen $S_{1/2}$ und S_3 kann aber daraus kaum entstehen. Es scheinen vielmehr sachliche Gründe vorzuliegen. Die einzelnen Todesursachen im Säuglings- und Kleinkindalter mögen in Italien und in Preussen ein verschiedenes Gewicht gehabt haben.

Ferner ist zu bedenken, dass eine hohe Säuglingssterblichkeit in zwiefacher, einander entgegengesetzter Weise wirken wird. Es können über Durchschnitt hinaus schwächliche Kinder hinweggerafft werden, sodass die Sterblichkeit in den folgenden Jahren dadurch voraussichtlich verringert wird. Andreseits geht eine solche Säuglingssterblichkeit mit einer hohen Anzahl erkrankter, aber geretteter Säuglinge einher. Ein Teil von ihnen mag von der überstandenen Krankheit Schäden zurückbehalten haben, welche in den nächsten Jahren eine höhere Sterblichkeit bedingen können. Diese beiden, sich in ihrer Wirkung ausgleichenden Faktoren lassen sich nicht trennen. In Preussen haben sie sich offenbar die Waage gehalten, in Italien hat der erste Faktor die grössere Rolle gespielt.

Wenn ich mich nun systematisch dem Vergleich der Beobachtungen aus Italien und aus Preussen zuwende, so beschränke ich mich dabei auf das männliche Geschlecht. Knaben und Mädchen verhalten sich nämlich in beiden Ländern weitgehend ähnlich. Aus den von Gini mitgeteilten Werten q_x habe ich fünfjährige gleitende Mittel $(q_x)_5$ berechnet. Jede Beobachtung q_x erhält wieder ein Plus-, Gleichheits- oder Minuszeichen, jenachdem ob

$$q_x > (\bar{q}_x)_5 \,,\; q_x = (\bar{q}_x)_5 \text{ oder } q_x < (\bar{q}_x)_5$$ gilt.

Insgesamt stehen 171 Vorzeichen zu einem Vergleich zwischen Italien und Preussen zur Verfügung.

In den 25 Jahren von 1883-1907 kommen in folgender Verteilung Kalenderjahre mit 0, 1, 2 oder 3 Minuszeichen unter den Kleinkindern vor:

Tab. 5.

Italien, Knaben.

	1883-1907			
Minuszeichen in einem Jahr	0	1	2	3
Häufigkeit solcher Jahre	7	5	5	8

Wie man sieht, ist auch hier, obwohl nach Ausscheiden der Säuglinge nur je die drei Felder q_2, q_3 nend q_4 für jedes Kalenderjahr zur Verfügung stehen, die Verteilung der Kalenderjahre U = = förmig.

Jedenfalls ist sie weit entfernt von der binomialen Verteilung mit $p = \frac{1}{2}$ und $n = 3$, die 3,1 ; 9,4 ; 9,4 ; 3,1 lauten würde. Soweit der geringe Umfang des Materials es zulässt, kann man also sagen, es habe auch für die italienischen Knaben ausgesprochen günstige und ausgesprochen ungünstige Kalenderjahre gegeben.

Es taucht hier sofort die wichtige Frage auf, ob es sich dabei in Italien und in Preussen in der Regel um die gleichen Jahre gehandelt hat. Ein Vergleich der Vorzeichen ergibt folgende Zusammenstellung :

Tab. 6.

		Italien		
		+	−	
Preussen	+	50	41	91
	−	38	42	80
		88	83	171

Bei festgehaltenen Randsummen müsste die Summe der Glieder in der Hauptdiagonalen bei rein zufälliger Anordnung M = = 85,66 ergeben, beobachtet ist $t = 50 + 42 = 92$. Der Unterschied von + 6,34 ist aber kleiner als der mittlere Fehler von t, der $s(t) = 6{,}54$ beträgt. Die Verteilung der Vorzeichen hat also einen durchaus zufälligen Charakter ! Im allgemeinen wirken sich die Kalenderjahre auf die Sterblichkeit der Knaben in Italien und Preussen verschieden aus. Es müssen schon Ereignisse von überragender Bedeutung eintreten, wie der erste Weltkrieg oder die Pandemie der Grippe von 1918, damit die Sterblichkeit in Italien und in Preussen deutlich gleichsinnig beeinflusst wird. Derartige Ereignisse haben im Vergleichszeitraum nicht stattgefunden.

Es lohnt sich vielleicht, an diese Feststellung einige Bemerkungen zu knüpfen. Zu allen Zeiten hat es Menschen gegeben,

die in einem übersteigerten Bestreben nach letzter Vereinfachung den zeitlichen Verlauf der Sterblichkeit auf eine einzige oder doch ganz wenige Ursachen zurückführen wollten. Je nach der Zeitströmung wechselte die Aufmachung, ohne jedoch dadurch überzeugender zu werden. *Ausserirdische* Anzeichen für den Verlauf der Sterblichkeit spielen stets eine grosse Rolle bei solchen Theorien, so etwa Planetenkonstellationen, Kometenerscheinungen oder — ganz modern — die Sonnenaktivität, die Häufigkeit der Sonnenflecken und -fackeln. Wenn solche kosmischen Ursachen die Sterblichkeit wesentlich bestimmten, müsste ihr Einfluss auf zwei Länder wie Italien und Preussen, die dem gleichen Erdteil, der gleichen gemässigten Zone angehören, doch weitgehend ähnlich sein. Wie hier *zahlenmässig bewiesen* worden ist, trifft grade das Gegenteil zu! Ein überragender kosmischer Einfluss auf die menschliche Sterblichkeit scheidet damit aus. Dem Statistiker, der gewohnt ist, in der rohen Sterbeziffer die Resultante aus zahlreichen Komponenten zu sehen, wird damit freilich nichts Neues gesagt. Trotzdem wird er leicht in die Lage kommen können, von der vorgetragenen Ueberlegung mit Vorteil Gebrauch zu machen.

Mit dieser Folgerung aus der Gegenüberstellung der Beobachtungen aus Italien und Preussen beende ich die vergleichenden. Betrachtungen. Ich möchte noch die wesentlichsten Schlüsse anfügen, die ich aus meinem auf Preussen bezüglichen Material ziehen konnte, wobei ich jetzt auch die Periode von 1922-39 mit umfasse.

Es gibt ausgesprochen günstige und ausgesprochen ungünstige Kalenderjahre. Mit Ausnahme der Säuglinge zeigen die meisten Altersstufen bis hinauf in das siebente Lebensjahrzehnt gemeinsam eine unter- oder überdurchschnittliche Sterblichkeit. Die Ausnahmen sind selten und wenig eindrucksvoll. Auffällig ist allein das Kalenderjahr 1933. Personen im Alter unter 36 Jahren weisen eine stark unterdurchschnittliche Sterblichkeit auf, ältere Personen dagegen eine ausgesprochen überdurchschnittliche. Die Grippe, die in diesem Jahre in den ersten Monaten herrschte, hat vorwiegend Menschen über 36 Jahre hinweggerafft.

Für die Sterblichkeit eines Jahrgangs in einem Kalenderjahr ist in der Regel der Charakter dieses Kalenderjahres weit wichtiger als die Vorgeschichte des Jahrgangs. Zwischen der Sterblichkeit im Säuglingsalter und im Kleinkindalter ist für Preussen

keine Korrelation nachweisbar, während sich für Italien eine negative Korrelation ergeben hat.

Jahrgänge, die über eine längere Reihe von Jahren vorwiegend eine unter- oder überdurchschnittliche Sterblichkeit aufweisen, gibt es nicht. Auch die Kriegsjahrgänge 1915-19, die doch gewiss von der väterlichen Seite her eine wenig günstige Auslese darstellen, zeigen in dieser Hinsicht in der Zeit von 1922-39 kein aussergewöhnliches Verhalten.

Alle diese Feststellungen gelten für beide Geschlechter in gleicher Weise. Bis zu einem Alter von 15 Jahren zeigen sich zwischen den Veränderungen der Sterblichkeit beider Geschlechter keine nennenswerten Abweichungen. Für die Erwachsenen allerdings findet man von etwa 1930 ab eine unterschiedliche Entwicklung der Sterblichkeit zwischen Männern und Frauen, die klar ausgeprägt ist und einer eigenen Untersuchung bedarf. Diese würde über den Rahmen der vorliegenden Arbeit hinausgehen, in der es mir vor allem auf einen Vergleich mit den Befunden Gini's ankommt, die höchstens bis zum Alter von 15 Jahren hinaufreichen.

NACHWORT.

Der vorstehende Aufsatz ist im Herbst 1943 gesetzt worden. Da die Zeitschrift ihr Erscheinen vorübergehend einstellen musste, konnte die Arbeit damals nicht mehr publiziert werden. Im November 1943 wurden bei einem Luftangriff auf Berlin sämtliche Unterlagen zu dieser Studie vernichtet. Der Titel « Erste Ergebnisse... » ist irreführend. Zutreffender wäre die Bemerkung, die wir oft in Editionen antiker Schriftsteller finden: « Omnia quae restant ».

Eine wichtige Ergänzung, die ich in der Hauptarbeit zu bringen beabsichtigte, mag nun hier ihren Platz finden. Es existiert eine ältere englische Arbeit über unser Problem. Ethel M. Elderton und Karl Pearson (*Further Evidence of Natural Selection in Man*, « Biometrika », 10 (1915), 488-506) haben fuer England und Wales die Sterblichkeit im Geburtsjahr und den nächsten vier Jahren zusammengestellt, getrennt nach Geschlecht für die Jahrgänge 1850-1908. Die Verfasser haben einen ande-

ren Weg eingeschlagen, um bei der Berechnung von Korrelationen den überragenden Einfluss des Trend auszuschalten.

Damals war die Methode gerade entwickelt worden, anstatt der Variablen ihre ersten, zweiten, ja sechsten oder achten Differenzenreihen zu korrelieren. Wenn von einem gewissen n ab der Korrelationskoeffizient r_{n+k} zwischen den $(n + k)$ — ten Differenzenreihen fuer $k = 0, 1, 2, \ldots$ im wesentlichen konstant bleibt, liefert r_{n+k} die Korrelation der zeitunabhängigen Komponente der untersuchten Erscheinung. Die sechsten Differenzenreihen der Sterblichkeitsquotienten aufeinanderfolgender Lebensjahre sind für England und Wales (1850-1908) signifikant negativ korreliert. Damit sehen die Verfasser den Nachweis einer natürlichen Auslese für erbracht an.

Ich wage diesen Schluss zu bezweifeln. Die sechsten Differenzen sind gänzlich unanschauliche Groessen. Man mag einraeumen, dass sie zeitunabhängig sind. Aber waren denn die Verfasser der Meinung, dass die natürliche Auslese, wenn sie existiert, von der Zeit unabhängig ist ? Das ist doch so gut wie ausgeschlossen. Denn ohne Zweifel drängen die Fortschritte der Medizin und Hygiene den Einfluss der natürlichen Auslese zurück, der in früheren Jahrhunderten erheblich gewesen sein mag. Die Auslese ist also selbst eine Funktion der Zeit und kann gar nicht durch eine zeitunabhängige Grösse beschrieben werden. Es kommt nur darauf an, die kurzfristigen, sehr starken Fluktuationen auszuschalten, die von der Witterung in den einzelnen Jahren, vom Auftreten von Epidemien u. s. w. abhängen. Diesem Zweck diente die in der vorstehenden Arbeit geschilderte Methode

Ich habe dieses Verfahren nun auch die englischen Daten von Elderton und Pearson angewandt, wobei ich mich wieder auf die Knaben beschränke. Zur Kennzeichnung der Kalenderjahre stehen — wie in Italien — nur die Sterblichkeitsquotienten q_2, q_3, q_4 zur Verfügung, da die Säuglingssterblichkeit q_0 und q_1 wegen ihres abweichenden Verhaltens ausser Betracht zu bleiben hat. Wenn

$$q_x - (q_x)_0 < 0 \; ; \qquad x = 2, 3, 4$$

notieren wir ein Minuszeichen. In den 51 Jahren 1856-1906 kommen in folgender Verteilung Kalenderjahre mit 0, 1, 2, 3 Minuszeichen vor :

Tab. 7 England und Wales, Knaben

Minuszeichen in einem Klanderjahr	0	1	2	3
Anzahl solcher Kalenderjahre	21	4	6	20

Die U-förmige Gestalt dieser Verteilung ist also ganz besonders auffällig. Auch in England und Wales gab es ausgeprägt gute und schlechte Kalenderjahre, wovon in dem Aufsatz von Elderton und Pearson mit keinem Wort die Rede ist.

Wie für Preussen und Italien habe ich auch fuer England die Werte

$$S_{1/2} = (q + q_1) - (\bar{q}_0 + \bar{q}_1)_5 \text{ und } S_3 = (q_2 + q_3 + q_4) - (\bar{q}_2 + \bar{q}_3 + \bar{q}_4)_5$$

zusammengestellt, man findet sie in Tab. 8. Wenn wir die Vorzeichen von $S_{1/2}$ und S_3 auszählen, erhalten wir :

Tab. 9

England und Wales, Knaben

		$S_{1/2}$		
		+	−	
S_3	+	12	13	25
	−	15	15	30
		27	28	55

Die Abweichungen von einer rein zufälligen Anordnung sind ganz minimal. Daraushaben wir – im vollkommenen Gegensatz zu Elderton und Pearson – zu schliessen, dass zwischen der Sterblichkeit im Säuglings – und Kleinkindalter in England k e i n e Korrelation bestanden hat. Eine nennenswerte natürliche Auslese kann also nicht stattgefunden haben. Wie so ein so kritischer Geist wie Karl Pearson zu einer gänzlich abweichenden Ansicht kommen konnte, habe ich eingangs zu erklaeren gesucht. Der Glanz einer soeben neu aufgetauchten Methode hat ihn geblendet.

Tab. 8

England und Wales, Knaben, bezogen auf 100000.

Jahrgang	$S^1/_2$	S_3	Jahrgang	$S^1/_2$	S_3
1852	178	458	1880	249	227
53	1351 —	364	81 —	833 —	92
54 —	209 —	440	82 —	219 —	119
55 —	464	641	83	104	31
56 —	1075	452	84	250 —	48
57	569 —	463	85 —	298	14
58	973 —	898	86	706 —	81
59 —	803 —	103	87 —	257	2
1860	18	891	88 —	741	22
61	267	755	89 —	57	98
62 —	156 —	183	1890	834	179
63 —	331 —	576	91 —	16 —	205
64 —	143 —	165	92 —	162 —	66
65	850 —	249	93	309	108
66 —	4	396	94 —	1051 —	1
67 —	400	474	95	1047 —	57
68 —	244 —	40	96 —	653 —	38
69	177 —	427	97 —	74	97
1870	634 —	241	98	424	152
71	253	183	99	790 —	82
72 —	968	300	1900	164 —	49
73 —	115 —	101	01	311 —	66
74	209 —	332	02 —	1197	18
75	927	78	03 —	267 —	60
76 —	563	195	04	991	54
77 —	730 —	59	05 —	307	94
78	731	129	06	388 —	93
79	185 —	194			

VITTORIO CASTELLANO

Sulle mutue relazioni tra i vari metodi per la determinazione della frequenza dei geni nei gruppi sanguigni

SOMMARIO: 1) I vari metodi per la determinazione della frequenza dei geni nei gruppi sanguigni. Relazioni fra le varie formule. — 2) Caso che la popolazione sia divisa in gruppi non comunicanti. — 3) Caso della esistenza di fattori selettivi. — 4) Azione nel tempo di fattori selettivi costanti. Condizione per l'esistenza di una distribuzione di equilibrio. Esempio d'instabilità dell'equilibrio. — 5) Esempi.

§ 1. — Sono stati dati finora, che io sappia, cinque gruppi di formule per la determinazione della frequenza dei geni nei gruppi sanguigni, i quali tutti muovono dalla ipotesi che sia biologicamente fondata la teoria del triplice allelomorfismo, e differiscono per la varia misura nella quale si fa ricorso alla ipotesi della condizione di equilibrio, in regime di panmixia, e per i criteri seguiti nella scelta delle relazioni più significative tra frequenze dei geni e frequenze dei gruppi sanguigni, che procedono dalla detta teoria; ma non sono equivalenti se non nella condizione di equilibrio generata da un regime di perfetta panmixia, in assenza di perturbazioni di carattere accidentale e nella ipotesi che il gruppo sanguigno (fenotipo e genotipo) non costituisca carattere selettivo.

---

(1) C. GINI: *Sulla determinazione della frequenza dei geni dei gruppi sanguigni*, in « Genus », vol. I, n. 3-4, 1935.

Tali gruppi di formule sono:

Metodi:

$$A)\ r_a = \sqrt{o} \qquad p_a = \sqrt{o+a} - \sqrt{o} \qquad q_a = \sqrt{o+b} - \sqrt{o}$$

$$B)\ r_b = \sqrt{o} \qquad p_b = 1 - \sqrt{o+b} \qquad q_b = 1 - \sqrt{o+a}$$

$$C)\ r_c = (\sqrt{o} + D/2)\,(1+D/2) \qquad p_c = (1 - \sqrt{o+b})\,(1 + D/2)$$

$$q_c = (1 - \sqrt{o+a})\,(1 + D/2)$$

$$W)\ r_w = \sqrt{o} \qquad p_w = (1 - r + \sqrt{o+a} - \sqrt{o+b})/2$$

$$q_w = (1 - r - \sqrt{o+a} + \sqrt{o+b})/2$$

$$G)\ r_g = \sqrt{(o+a)\,o} + \sqrt{(o+b)\,o} - o$$

$$p_g = (ab)/2 + o + a - \sqrt{(o+a)\,o}$$

$$q_g = (ab)/2 + o + b - \sqrt{(o+b)\,o}$$

Nel sistema C) si è indicato con $D = \sqrt{o+a} + \sqrt{o+b} - \sqrt{o} - 1$ il deficit rispetto all'unità della somma delle frequenze dei geni ottenute col metodo B), cioè:

$$D = D_b = 1 - (r_b + p_b + q_b).$$

È d'immediata verifica la relazione $D_a = 1 - (r_a + p_a + q_a) = -D_b$ e questa, insieme alla osservazione che i metodi A) e B) altro non sono che due varianti della soluzione algebrica del sistema che esprime le frequenze dei gruppi sanguigni per mezzo delle frequenze dei geni, nella teoria del triplice allelomorfismo (2), giustifica l'attributo di complementari, l'uno dell'altro, che io dò a entrambi i metodi. E a naturale completamento del metodo B), del Bernstein (3), è stato considerato dal Gini il metodo A).

Il metodo W), dovuto a Wellisch (4), consiste nell'assumere, per le frequenze dei geni, le medie aritmetiche dei valori forniti dai metodi A) e B), sì che, essendo $D_a = -D_b$, sia sempre $D_w = o$.

---

(2) Il sistema è costituito dalle 4 equazioni: $o = r^2$, $a = p^2 + 2pr$, $b = q^2 + 2qr$, $(ab) = 2qp$.

(3) F. Bernstein: *Zusammenfassende Betrachtungen über die ehrbliche Blutstrukturen des Menschen*, in « Zeitschrift für induktive Abstammungs- und Vererbungslehre », Bd. 37, 1925.

(4) S. Wellisch: *Die Genverhältnisse im Blute der Völker und Rassen*, in « Klinische Wochenschrift », Jahrg. 8, n. 10, 1939.

Il metodo *C*), o metodo corretto del Bernstein (5), dà una soluzione approssimata del problema di determinare le frequenze r, p, q dei geni in maniera da rendere massima la probabilità di verificarsi delle frequenze osservate o, a, b, (ab) dei gruppi sanguigni (6).

---

(5) F. Bernstein: *Fortgesetzte Untersuchungen aus der Theorie der Blutgruppen*, in « Zeitschrift für induktive Abstammungs- und Vererbungslehre », Bd. 54, H. 2, 1930.

(6) Denominando, con R. A. Fisher, « verosimiglianza » di un certo valore di un parametro la probabilità — o detta probabilità moltiplicata per una costante — che avrebbe di verificarsi un certo gruppo di osservazioni, ove quel tale valore fosse il vero valore del parametro (v. *On the mathematical foundations of theoretical statistics*, in « Philosophical transactions of the Royal Society of London » Series A, vol. 222, pag. 310) il metodo *C*) fornisce i valori di « massima verosimiglianza », e per questa ragione ha richiamato su di esso l'attenzione, recentemente, W. L. Stevens (*Estimation of blood-group gene frequencies*, in « Annals of Eugenics » vol. VIII, P. IV, agosto 1938). Ma altra cosa è la probabilità di una ipotesi (ipotesi che un parametro abbia un certo valore) e altra cosa è la probabilità che, essendo vera la ipotesi, si verifichi un certo evento osservato Ora se, osservato un certo evento E (distribuzione osservata dei grupp. sanguigni) indichiamo con A, B, C, ... le varie cause (ipotesi) dalle quali l'effetto può discendere (frequenza dei geni nella distribuzione totale)i e con W_a, W_b, W_c, ... le cause complementari di ciascuna delle cause A, B, C, ... (W_a = non A = $B + C + ..$, W_b = non $B = A + C + ..$, ecc.), con p_a, p_b, p_c,.. le probabilità a priori delle cause A, B, C, ..., e con p_{wa}, p_{wb}, p_{wc}, ... le probabilità delle cause complementari W_a, W_b, W_c, ... (per cui $p_{wa} = 1 - p_a$, ecc.) ; con ${}_iP_e$ la probabilità che dalla causa I (= A, B, C, .., W_a, W_b, W_c,..) discenda l'effetto E ; la probabilità che l'effetto E dipenda dalla causa A risulta espressa dalla formula : ${}_a\pi_e = (p_a\,{}_aP_e)/(p_a\,{}_aP_e + p_{wa}\,w_aP_e)$, dalla quale posto $f_a = P_{wa}/p_a = (1 - p_a)/p_a$, si ricava :

$${}_a\pi_e = {}_aP_e/({}_aP_e + f_a\,w_aP_e),$$ e similmente $${}_b\pi_e = {}_bP_e/({}_bP_e + f_b\,w_bP_e),$$ ecc.

(V. C. Gini: *I testi di significatività*, in « Atti della VII riunione della Società Italiana di Statistica, Roma, giugno 1943). Noi preferiremmo conoscere la causa vera di E : ignorandola, potremmo contentarci della causa più probabile K, per la quale risulta ${}_k\pi_e$ = max. (e in mancanza dell'effetto concreto E ci saremmo potuti contentare della causa L, per la quale risulta p_l = max.), ma assumere la causa H, per la quale risulta ${}_hP_e$ = max., come fa il metodo della « massima verosimiglianza » (poichè a parte una costante, ${}_hP_e$ coincide con la funzione di verosimiglianza), e ciò per la sola ragione che ${}_hP_e$ è generalmente determinabile mentre ${}_h\pi_e$ no,

Il grado di approssimazione è però tale che spesso le frequenze dei geni fornite dal metodo *G*) rendono più probabili che non quelle del metodo *C*) le frequenze osservate dei gruppi sanguigni (7).

Per la stessa ragione il metodo *C*) gode solo più frequentemente del metodo *G*) la proprietà di fornire una valutazione di r, p, q a scarto quadratico minimo, tale proprietà dovendosi ritenere attributo della soluzione esatta del problema postosi dal Bernstein (8).

Col metodo *G*) il Gini si propone di determinare le frequenze r, p, q facendo ricorso quanto meno possibile alla ipotesi della condizione di equilibrio in regime di panmixia. Se si potessero distinguere i genotipi omozigoti e eterozigoti che compongono i fenotipi A e B, la determinazione delle frequenze dei geni non rappresenterebbe un problema, ma un semplice calcolo. Indicate con $2x$ e $2y$ rispettivamente le frequenze degli eterozigoti

---

non avrebbe senso. Che cosa importerebbero tutte le proprietà formali di ${}_hP_e$, se si potesse provare che sotto certe ipotesi molto probabili, la ipotesi più verosimile H non coincide con la più probabile k? Solo le ipotesi che giustificano la sostituzione ${}_hP_e$ per ${}_k\pi_e$ (per es.: $p_a = p_b = p_c = \ldots$) danno legittimità al metodo della massima verosimiglianza, e non sembra che sia pur sottili ragionamenti (R. A. Fisher: *Inverse probability and the use of likelyhood*, in « Proceedings of the Cambrifge philosophical Society », vol. XXVIII part. 3, luglio 1932) possano riuscire a depurare la funzione di verosimiglianza del suo fondamentale carattere di probabilità inversa, sul quale non a torto ha richiamato l'attenzione degli statistici il Gini, nel suo magistrale discorso « *I pericoli della Statistica* » (« Atti della I Riunione della S. I. S., Pisa 1939). E non occorre cercare peregrini esempi per constatare come il pericolo, nel campo dei testi di significatività, sia reale: basta scegliere quasi a caso tra le molte applicazioni alla teoria dei gruppi sanguigni. In un recentissimo lavoro lo stesso Stevens dichiara: « concuimos por isso (= 4,08 per 2 gradi di libertà) que os dois grupos podem e devem ser juntos » (W. L. Stevens: *Tabelas para investigacoes sobre os grupos sanguinios*, in « Revista de Faculdade de Ciencias de Universidade de Coimbra, vol. XIII, n. 1, 1945

(7) Sui 29 casi considerati dal Gini, ciò si verifica ben 9 volte (cfr. nota (1), pag. 241.

(8) Cfr. W. L. Stevens: *Estimation of blood-groùp*, ecc. già cit. alla nota (6), pag. 375, e G. Darmois: *L'emploi des observations statistiques. Méthodes d'estimation*, in « Actualités scientifiques et industrielles », n. 356, Paris, 1936.

PR e QR, si ha:

$$\begin{aligned} r &= o + x + y \\ p &= (ab)/2 + (a - 2x) + x \\ q &= (ab)/2 + (b - 2y) + y \end{aligned} \qquad (1)\ (^9)$$

I valori x e y essendo incogniti, il Gini suppone

$$\begin{aligned} x &= p.r\,, \\ y &= q.r\,, \end{aligned} \qquad (2).$$

e calcola x e y in base ai valori forniti dal metodo A), ottenendo:

$$x = \sqrt{(o + a)\,o} - o$$
$$y = \sqrt{(o + b)\,o} - o\,.$$

Questi valori, sostituiti nel sistema (1), forniscono le equazioni del metodo G).

Si potrebbe osservare che, una volta ammesse le (2), non è necessario fare ricorso al metodo A), e le (2), sostituite nel (1), forniscono il sistema che indichiamo con la lettera G'):

$$G')\ r_{g'} = \sqrt{o} \qquad p_{g'} = ((ab)/2 + a)/(1 + \sqrt{o}) \qquad q_{g'} = ((ab)\,2 + b)/(1 + \sqrt{o})$$

Questo sistema, intermedio tra i sistemi A, B, W e G, ha, come i primi 3, l'inconveniente di far dipendere la frequenza r dalla sola frequenza del gruppo O.

Confrontando i sistemi A e B), risulta:

$$\begin{aligned} r_b &= r_a \\ p_b &= 1 - (q_a + r_a) = p_a + D_a = p_a - D \\ q_b &= 1 - (p_a + r_a) = q_a + D_a = q_a - D, \end{aligned}$$

e quindi:

$$\begin{aligned} r_a &= r_b \\ p_a &= p_b + D \\ q_a &= q_b + D \end{aligned} \qquad (3).$$

Segue:

$$\begin{aligned} r_w &= r_b \\ p_w &= p_b + D/2 \\ q_w &= q_b + D/2 \end{aligned} \qquad (4)$$

(9) Come è facile verificare, il sistema (1) fornisce i valori delle frequenze r, p, q nelle successive generazioni, se, qualunque sieno le frequenze o, a, b, (ab), si attui nella popolazione un regime di perfetta panmixia.

e

$$r_g = (\sqrt{o+a} + \sqrt{o+b} - \sqrt{o})\ \sqrt{o} = (1+D)\, r_b$$

$$p_g = (ab)/2 + (o+a) - \sqrt{o}\,\sqrt{o+a} = (ab)/2 + (1-q_b)^2 - (1-q_b)\, r_b$$
$$= (ab)/2 + (1-q_b)\,(1-q_b-r_b) = (ab)/2 + (1-q_b)\,(p_b+D)$$
$$= p_b + (1-q_b)\, D + (ab)/2 - p_b q_b$$

$$q_g = q_b + (1-p_b)\, D + (ab)/2 - p_b q_b,$$

ma poichè

$$(ab) = 1 - (o+a+b) = 1 - (o+a) - (o+b) =$$
$$= 1 - (1-q_b)^2 - (1-p_b)^2 + r_b^2 =$$
$$= -(1-r_b)^2 + 2\,(p_b+q_b) - (p_b^2 + q_b^2) =$$
$$= (1-r_b^2) + 2\,(p_b+q_b) - (p_b+q_b)^2 + 2\,p_b q_b,$$

e quindi:

$$(ab) - 2\,p_b q_b = -(1-r_b^2) + (1-r_b-D)\,(1+r_b+D) =$$
$$= -2\,Dr_b - D^2 = -2\,D\,(r_b + D/2),$$

si ha:

$$p_b + (1-q_b)\,D + ((ab) - 2\,p_b q_b)/2 =$$
$$= p_b + D\,(1-q_b-r_b-D/2) =$$
$$= p_b + D\,(p_b + D/2),$$

e in definitiva:

$$\begin{aligned} r_g &= (1+D)\, r_b \\ p_g &= (1+D)\, p_b + D^2/2 \\ q_g &= (1+D)\, q_b + D/2 \end{aligned} \qquad (5)$$

È:

$$(ab) + 2\,a = 1 - b - o + a = 1 + (a+o) - (b+o) - o =$$
$$= 1 + (1-q_b)^2 - (1-p_b)^2 - r_b^2 =$$
$$= (1-q_b)^2 + 2\,p_b - (p_b + r_b)^2 + 2\,p_b\, r_b =$$
$$= 2\,p_b\,(1+r_b) + (1-q_b)^2 - (1-q_b-D)^2 =$$
$$= 2\,p_b\,(1+r_b) + 2\,D\,(1-q_b-D/2) =$$
$$= 2\,p_b\,(1+r_b) + 2\,D\,(r_b + p_b + D/2)\ ;$$

$$(ab) + 2\,b = 2\,q_b\,(1+r_b) + 2\,D\,(r_b + q_b + D/2),$$

e quindi:

$$\begin{aligned} r_{g'} &= r_b \\ p_{g'} &= p_b + D\,(r_b + p_b + D/2)/(1 + r) \\ q_{g'} &= q_b + D\,(r_b + q_b + D/2)/(1 + r) \end{aligned} \tag{6}$$

Dal confronto dei sistemi (2), (3), (4), (5), (6) risulta subito che:

$$r_a = r_w = r_b = r_{g'} < r_g < r_c \quad \text{se } D > 0,$$
$$r_c < r_g < r_a = r_w = r_b = r_{g'} \quad \text{se } D < 0.$$

Se $D > 0$ è:

$p_b < p_w < p_a$, $p_b < p_c < p_a$, $p_w < p_c$ se $p_b > 1/2$, $p_c < p_w$ se $p_b < 1/2$; $p_b < p_g < p_a$; $p_g > p_w$ se $p_b > (1 - D)/2$, $p_g < p_w$ se $p_b < (1 - D)/2$; $p_a > p_g > p_g$ [10], $p_{g'} > p_w$ se $p_b > q_b$, $p_{g'} < p_w$ se $p_b < q_b$ [11].

Se $D < 0$ tutte le precedenti disuguaglianze cambiano di verso a parità di ipotesi. Scambiando le p con le q, si ottengono, dalle precedenti, disuguaglianze analoghe per le q.

Concludendo, poichè $p_b < (1 - D)/2$, $q_b < (1 - D)/2$, si ha:

$$\begin{array}{ll} D > 0 & r_a = r_w = r_b = r_{g'} < r_g < r_c \\ p_b > q_b: & p_b < p_c < p_g < p_w < p_{g'} < p_a \\ & q_b < q_c < q_g < q_{g'} < q_w < q_a \end{array}$$

$$\begin{array}{ll} D > 0 & r_a = r_w = r_b = r_{g'} < r_g < r_c \\ p_b < q_b: & p_b < p_c < p_g < p_{g'} < p_w < p_a \\ & q_b < q_c < q_g < q_w < q_{g'} < q_a \end{array} \tag{7}$$

$$\begin{array}{ll} D < 0 & r_c < r_g < r_a = r_w = r_b = r_{g'} \\ p_b > q_b: & p_a < p_{g'} < p_w < p_g < p_c < p_b \\ & q_a < q_w < q_{g'} < q_g < q_c < q_b \end{array}$$

$$\begin{array}{ll} D < 0 & r_c < r_g < r_a = r_w = r_b = r_{g'} \\ q_b < q_b: & p_a < p_w < p_{g'} < p_g < p_c < p_b \\ & q_a < q_{g'} < q_w < q_g < q_c < q_b \end{array} \tag{8}$$

---

(10) Segue da: $(p_{g'} - p_b)/D \neq (p_g - p_b)/D) r_b + p_b + D/2 \neq$
$\neq (p_b + D/2)\,(1 + r_b)$, $r_b > (p_b + D/2)\, r_b$.

(11) Segue da: $(p_{g'} - p_w)/D \neq (p_g - p_w)/D)\, r_b + p_b + D \neq$
$\neq 1/2 + r/2)\, p_b + (r_b + D)/2 \neq 1/2)\, q_b + (r_b + D)/2 \neq 1/2$

Dalla $(ab) - 2\,p_b q_b = -2\,D\,(r_b + D/2)$ si deduce che $D \gtrless O$ a seconda che la frequenza del genotipo PQ è $\gtrless$ della frequenza teorica calcolata col metodo B) ; dalle formule, che si dimostrano similmente :

$$a - (p_b^2 + 2\,p_b\,r_b) = 2\,D\,(r_b + p_b + D/2) \qquad (9)$$

$$b - (q_b^2 + 2\,q_b\,r_b) = 2\,D\,(r_b + q_b + D/2) \qquad (10)$$

si deduce che le frequenze dei fenotipi A e B hanno lo stesso comportamento rispetto alle frequenze teoriche calcolate col metodo B), e $D \gtrless O$ a seconda che a e b sieno entrambe $\gtrless$ delle rispettive frequenze teoriche.

Se $D = O$ tutti i sistemi di formule dei quali abbiamo discorso danno luogo agli stessi risultati, ma nulla autorizza ad affermare che le frequenze dei geni cui essi conducono sieno quelle effettivamenti esistenti nella popolazione. Infatti, a parità di a e di b, queste dipendono, come mostra il sistema (1), dalle relative proporzioni degli omozigoti e degli eterozigoti sia in A che in B, e se queste non sono di p a $2r$ per A, e q a $2r$ per B, la popolazione può essere solo fenotipicamente in equilibrio, e non genotipicamente. Ciò significa che la stessa popolazione o, a, b, (ab) può genotipicamente corrispondere a popolazioni diversissime, i cui tipi estremi sono :

RR *RP* *PP* *RQ* *QQ* *PQ*	r	p	q
o a / b / (ab)	$o + (a + b)/2$	$(a + (ab))/2$	$(b + (ab))/2$
o / a / b (ab)	o	$a + (ab)/2$	$b + (ab)/2$

Naturalmente, se la popolazione non è genotipicamente in equilibrio, la sua composizione varierà, poco o molto che sia, nelle generazioni successive. Solo l'esame delle generazioni successive può dare informazioni sulla composizione genotipica della popolazione di partenza, che nessuna formula può indovinare, senza elementi idonei. Ciò tenuto presente, tanto più condannabili appaiono quei metodi che, come quello della « maximum likelyhood » pretendono, o hanno l'aria di pretendere, di trarre da certe premesse conseguenze che dalle premesse stesse non possono seguire.

§ 2. — Supponiamo che la popolazione o, a, b, (ab) risulti dalla giustapposizione di più popolazioni o_i, a_i, b_i, $(ab)_i$ nettamente separate l'una dall'altra, ma ciascuna nelle condizioni di equilibrio generate da un regime di perfetta panmixia. In tali ipotesi, ciascuno dei 6 metodi sopra considerati condurrebbe alla stessa determinazione, esatta, della frequenza dei geni r_i, p_i, q_i. Se n_i è il numero degl'individui di ciascuna popolazione, $n = \Sigma n_i$ il numero degl'individui della popolazione globale, posto $f_i = n_i/n$, si ha:

$$\begin{aligned} \underline{o} &= \Sigma f_i o_i \\ \underline{a} &= \Sigma f_i a_i \\ \underline{b} &= \Sigma f_i b_i \\ \underline{(ab)} &= \Sigma f_i (ab)_i \end{aligned} \qquad (11)$$

$$\begin{aligned} \underline{r} &= \Sigma f_i r_i \\ \underline{p} &= \Sigma f_i p_i \\ \underline{q} &= \Sigma f_i q_i \end{aligned} \qquad (12)$$

Ma le frequenze r_i, p_i, q_i non sono determinabili, perchè non è possibile scomporre la popolazione globale nelle sezioni componenti. Noi non potremo, in pratica, che applicare uno dei metodi *A*), *B*), *W*), *C*), *G*), *G'*), alla popolazione complessiva. Applichiamo il metodo *B*). Come ha dimostrato il Gini [12] si ha:

$$\underline{r}_b = \sqrt{\Sigma f_i r_i^2} > \Sigma f_i r_i = \underline{r}$$

$$\underline{p}_b = 1 - \sqrt{\Sigma f_i (1 - p_i)^2} < 1 - \Sigma f_i (1 - p_i) = \Sigma f_i p_i = \underline{p}$$

$$\underline{q}_b = 1 - \sqrt{\Sigma f_i (1 - q_i)^2} < 1 - \Sigma f_i (1 - q_i) = \Sigma f_i q_i = \underline{q}$$

Indicando con la lettera H uno qualsiasi dei 5 metodi, diversi dal *B*), cui abbiamo fatto ricorso per la determinazione della frequenza dei geni, e osservato, nel caso $D < O$, che essendo $\underline{p} > \underline{p}_b > \underline{p}_c$, $\underline{q} > \underline{q}_b > \underline{q}_c$, deve risultare $\underline{r} = 1 - (\underline{p} + \underline{q}) < 1 - (\underline{p}_c + \underline{q}_c) = \underline{r}_c$, si ha:

per $D > O$:		per $D < O$.	
$\underline{r} < \underline{r}_h$		$\underline{r} > \underline{r}_h$	
$\underline{p} \gtrless \underline{p}_h$	(7')	$\underline{p} > \underline{p}_h$	(8')
$\underline{q} \gtrless \underline{q}_h$		$\underline{q} > \underline{q}_h$	

(12) Cfr. il lavoro cit. alla nota (1), pag. 243.

Cerchiamo di rispondere alla domanda se possa dirsi qualche cosa sul segno di D in questo caso.

Poichè $o = r_b^2$, dalle (9) e (10) risulta:

$$a + o - (r_b + p_b)^2 = 2D(r_b + p_b + D/2)$$
$$b + o - (r_b + q_b)^2 = 2D(r_b + q_b + D/2),$$

e quindi D è del segno della differenza a primo membro di queste due uguaglianze. Ora è:

$$\underline{a} + \underline{o} = \Sigma f_i (o_i + a_i) = \Sigma f_i (p_i + r_i)^2$$
$$(\underline{r_b} + \underline{p_b})^2 = (\sqrt{\Sigma f_i r_i^2} + 1 - \sqrt{\Sigma f_i (1 - p_i)^2})^2 =$$
$$= \Sigma f_i r_i^2 + 1 + \Sigma f_i (1 - p_i)^2 + 2 \underline{r_b p_b} - 2(1 - \underline{p_b}) =$$
$$= \Sigma f_i (r_i + p_i)^2 - 2 \Sigma f_i r_i p_i - 2 \Sigma f_i p_i + 2 \underline{p_b} (1 + \underline{r_b})$$

e quindi:

$$(\underline{a} + \underline{o}) - (\underline{r_b} + \underline{p_b})^2 = 2 (\Sigma f_i p_i (1 + r_i) - \underline{p_b} (1 + \underline{r_b}))$$

e analogamente:

$$(\underline{b} + \underline{o}) - (\underline{r_b} + \underline{q_b})^2 = 2 (\Sigma f_i q_i (1 + r_i) - q_b) (1 + r_b)),$$

e da queste:

$$D = \frac{\Sigma f_i p_i (1 + r_i) - \underline{p_b} (1 + \underline{r_b})}{\underline{r_b} + \underline{p_b} + D/2} = \frac{\Sigma f_i q_i (1 + r_i) - \underline{q_b} (1 + \underline{r_b})}{\underline{r_b} + \underline{q_b} + D/2}.$$

Il segno di D è quello dei due numeratori. Se supponiamo tutte le r_i uguali fra loro, risulta $r_i = \underline{r} = \underline{r_b}$, e quindi:

$$D = (1 + \underline{r}) (\underline{p} - \underline{p_b})/(\underline{r} + \underline{p_b} + D/2) =$$
$$= (1 + \underline{r}) (\underline{q} - \underline{q_b})/(\underline{r} + \underline{q_b} + D/2) > 0,$$

poichè è escluso che sieno uguali anche tutte le p_i (e quindi tutte le q_i).

Se supponiamo uguali tutte le p_i, risulta $p_i = \underline{p} = \underline{p_b}$, e quindi:

$$D = \underline{p_b} (\underline{r} - \underline{r_b})/(\underline{r_b} + \underline{p_b} + D/2) < 0,$$

e analogamente:

$$D = \underline{q_b}\,(\underline{r} - \underline{r_b})/(\underline{r_b} + \underline{q_b} + D/2) < O$$

se $q_i = q = q_b$ [13].

Possiamo quindi concludere che sarà verificato il sistema (7') o (8') a seconda che le varie sezioni della popolazione differiscano più per le frequenze dei geni p o q, che per quelle del gene r, o viceversa.

§ 3. — Supponiamo che la popolazione o, a, b, (ab) sia in condizioni di equilibrio, in regime di panmixia, ma che cause selettive riducano le frequenze dei fenotipi O, A, B, AB proporzionalmente ai numeri h, m, n, k, talchè queste diventano:

$$_1o = o\,(1 - h)/\nu^2, \qquad _1a = a\,(1 - m)/\nu^2, \qquad _1b = b\,(1 - n)/\nu^2,$$
$$_1(ab) = (ab)\,(1 - k)/\nu^2,$$

essendo

$$\nu^2 = 1 - (ho + ma + nb + k(ab)\,).$$

Tenuto presente che le frequenze dei fenotipi sono legate alle frequenze dei genotipi dalle note equazioni (pag. 2, nota 2), si possono determinare le frequenze dei geni nella popolazione selezionata:

$$_1r = r^2\,(1 - h)/\nu^2 + pr\,(1 - m)/\nu^2 + qr\,(1 - n)/\nu^2 =$$
$$= r\,(1 - (hr + mp + nq)\,)/\nu^2$$

$$_1p = (p^2 + pr)\,(1 - m)/\nu^2 + pq\,(1 - k)/\nu^2 =$$
$$= p\,(1 - (mr + mp + kq)\,)/\nu^2$$

$$_1q = (q^2 + qr)\,(1 - n)/\nu^2 + pq\,(1 - k)/\nu^2 =$$
$$= q\,(1 - (nr + nq + kq)\,)/\nu^2\,.$$

Posto:

$$1 - (hr + mp + nq) = \theta^2\,,$$

si ha:

$$1 - (mr + mp + kq) = \theta^2 + (h - m)\,r + (n - k)\,q$$
$$1 - (nr + nq + kp) = \theta^2 + (h - n)\,r + (m - k)\,p,$$

---

(13) A risultato non diverso è giunto il Bernstein: cfr. il lavoro citato alla nota (5), pag. 260, formula (74)

e quindi:

$$
\begin{aligned}
{}_1r &= r\,\theta^2/\nu^2 \\
{}_1p &= p\,(\theta^2 + (h - m)\,r + (n - k)\,q)/\nu^2 \qquad (13) \\
{}_1q &= q\,(\theta^2 + (h - n)\,r + (m - k)\,p)/\nu^2
\end{aligned}
$$

Se si osserva che nulla vieta d'interpretare le differenze ${}_1o - o$, ${}_1a - a$, ecc., come gli errori, di qualsiasi natura, da cui sono affette le frequenze vere o, a, ecc., che danno luogo alle grandezze osservate ${}_1o$, ${}_1a$, ecc., ci si convince che, finchè non si fanno particolari ipotesi sui valori h, m, n, k, la popolazione ${}_1o$, ${}_1a$, ${}_1b$, ${}_1(ab)$ è, qualunque sia quella di partenza, una popolazione generica qualsiasi, non vincolata neppure dalle relazioni fondamentali imposte alla data dalla ipotesi della condizione di equilibrio.

Particolarizziamo i valori di h, m, n, k.

$$a)\ h \neq O,\ m = n = k = O: \quad \nu^2 = 1 - ho,\ \theta^2 = 1 - hr\,.$$

Il rapporto ${}_1r/r = (1 - hr)/(1 - hr^2)$ è funzione decrescente di h, perchè $\frac{\partial}{\partial h}\frac{\theta^2}{\nu^2} = -\,r\,(1 - r)/(1 - hr^2)^2 < O$, mentre i rapporti ${}_1p/p$ e ${}_1q/q$, dipendono da h solo attraverso il denominatore ν^2, funzione decrescente di h, sono entrambi funzioni crescenti dello stesso parametro. Per ogni h sarà pertanto

$$
\begin{aligned}
{}_1r &< r \\
{}_1p &> p \\
{}_1q &> q
\end{aligned}
$$

e al crescere di h da O a 1 la distribuzione ${}_1r$, ${}_1p$, ${}_1q$ si allontanerà sempre più dalla originaria r, p, q, assumendo, per $h = 1$, la composizione:

$$
\begin{aligned}
{}_1r &= r/(1 + r) \\
{}_1p &= p/(1 - r^2) \\
{}_1q &= q/(1 - r^2) \qquad (14)
\end{aligned}
$$

In tale caso estremo, nel quale è:

$$\begin{aligned} {}_1o &= \text{zero} \\ {}_1a &= a/(1-o) \\ {}_1b &= b/(1-o) \\ {}_1(ab) &= (ab)/(1-o)\,, \end{aligned}$$

il metodo B fornisce per i geni le seguenti frequenze:

$$\begin{aligned} {}_1r_b &= \text{zero} \\ {}_1p_b &= 1 - \sqrt{b/(1-o)} \\ {}_1q_b &= 1 - \sqrt{a/(1-o)} \end{aligned} \qquad (15),$$

con un errore di chiusura ${}_1D > O$, in quanto, per ogni $O < h < 1$, è sempre:

$${}_1D(h) = (\sqrt{o+a-ho} + \sqrt{o+b-ho} - \sqrt{o-ho}\,)/\sqrt{1-ho} > O,$$

come si prova dimostrando che ${}_1D(h) < O$ conduce ad un assurdo. Infatti, se ${}_1D(h) < O$, sarebbe

$$o+a-ho + o+b-ho + 2\sqrt{(o+a-ho)(o+b-ho)} < o-ho,$$

e quindi

$$-o+a+b-ho < \text{zero}, \text{ mentre è } o+a+b > ho.$$

Paragoniamo il valore ${}_1p$ al valore ${}_1p_b$. Dico che ${}_1p \leq {}_1p_b$. Supposto infatti il contrario si ha:

$$(1-\sqrt{o+b})/(1-ho) > 1 - \sqrt{(o+b-ho)/(1-ho)},$$

e quindi

$$\sqrt{1-ho}\ \sqrt{o+b-ho} > \sqrt{o+b} - ho\,,$$

da cui, elevando a quadrato e riducendo

$$-oh(o+b) - oh > -2oh\sqrt{o+b}\,,$$

e quindi

$$1 + o + b < 2\sqrt{o+b}\,,$$

e da questa segue:

$$(1-\sqrt{o+b})^2 \leqslant \text{zero}\,,$$

evidentemente assurda.

Analogamente risulta ${}_1q \leqslant {}_1q_k$. Il segno = vale per la p se $a = (ab) =$ zero, e per la q se $b = (ab) =$ zero. Esclusi questi casi particolarmente semplici, nei quali la popolazione di partenza si riduce, dopo l'azione delle cause selettive, o al solo fenotipo B, o al solo fenotipo A, poichè è valido il sistema (7,) indicato con l'indice k uno qualunque dei 6 metodi A), B), W), C), G), G'), si ha, per ogni h,

$$\begin{aligned} {}_1r_k &< {}_1r \\ {}_1p_k &> {}_1p \\ {}_1q_k &> {}_1q \end{aligned} \qquad (16)$$

b) $m \neq O$, $h = n = k = O$: $\nu^2 = 1 - ma$, $\theta^2 = 1 - mp$,

$$\theta^2/\nu^2 = (1 - mp)\,/\,(1 - ma)\,,$$

$$\frac{\partial}{\partial m}({}_1r/r) = p\,(r - q)/(1 - ma)^2 \gtrless O \text{ a seconda che } r \gtrless q\,;$$

$$\frac{\partial}{\partial m}({}_1p/p) = \frac{\partial}{\partial m}(1 - mr - mp)/(1 - ma) =$$

$$= rp - (r + q)\,(r + p) < O\,;$$

$$\frac{\partial}{\partial m}({}_1q/q) = \frac{\partial}{\partial m}\ 1/(1 - ma) > O\,.$$

Sarà pertanto, per ogni m :

$$\begin{aligned} {}_1r &\gtrless r \qquad (r \gtrless q) \\ {}_1p &< p \\ {}_1q &> q \end{aligned}$$

e, al crescere di m, la distribuzione ${}_1r$, ${}_1p$, ${}_1q$ si allontanerà sempre più dalla originaria, per assumere, per $m = 1$, la composizione :

$$\begin{aligned} {}_1r &= r\,(1 - p)/(1 - a) \\ {}_1p &= pq/(1 - a) \\ {}_1q &= q/(1 - a) \end{aligned} \qquad (17),$$

con un errore di chiusura negativo, in quanto risulta per ogni m :

$${}_1D(m) = (\sqrt{o + a - ma} + \sqrt{o + b} - \sqrt{o} -$$

$$- \sqrt{1 - ma}\,)/\sqrt{1 - ma} < O.$$

Infatti, supposto

$${}_1D(m) > O,$$

segue

$$\sqrt{o + a - ma} + q > \sqrt{1 - ma},$$

e qundi

$$2q\sqrt{o + a - ma} > 1 - (r + p)^2 - q^2 = 2q(r + p),$$

da cui:

$$(r + p)^2 - ma > (r + p)^2,$$

il che è assurdo per ogni $m > O$.

Il rapporto ${}_1r_b/{}_1r > 1$ perchè se si suppone il contrario dovrebbe essere

$$\sqrt{1 - ma} / (1 - mp) < 1,$$

e da questa relazione si ottiene

$$(p + 2q)/p < m,$$

evidentemente assurda, perchè $m \leq 1$.

Eseguiamo il confronto tra ${}_1p_b$ e ${}_1p$. Dalla:

$$1 - \sqrt{(o + b) / (1 - ma)} \gtrless (1 - mr - mp)\, p/(1 - ma)$$

si ottiene la

$$1 - p - mpr \gtrless (1 - p)\sqrt{1 - ma},$$

dalla quale:

$$mr^2 \gtrless 2(p + r)(1 - p) - (1 - p^2),$$

e da questa $m \gtrless 1 - q^2/r^2$. Ove q fosse maggiore di r risulterebbe sempre ${}_1p_b > {}_1p$, ma se q, come normalmente, $< r$, i valori minori di m danno luogo a ${}_1p_b < {}_1p$, i valori maggiori a ${}_1p_b > {}_1p$.

Il rapporto ${}_1q_b/{}_1q > 1$ perchè, supposto il contrario, dalla

$$1 - ma - \sqrt{1 - ma}\sqrt{o + a - ma} < q,$$

si ricava

$$(1 - q)^2 + 2maq < (o + a)(1 - ma) + ma,$$

dalla quale segue

$$2q < 1 - (r + p)^2$$

e quindi l'assurda $1 < r + p$. In definitiva è:

$$\begin{aligned} {}_1r_b &> {}_1r \\ {}_1p_b &\gtrless {}_1p \text{ per } m \gtrless 1 - q^2/r^2 . \\ {}_1q_b &> {}_1q \end{aligned}$$

Poichè in questo caso ${}_1D < O$, è valido il sistema (8), il quale non determina senz'altro la relazione di grandezza che passa tra le frequenze ${}_1r$, ${}_1p$, ${}_1q$ e quelle fornite dagli altri 5 metodi *A*), *W*), *C*), *G*), *G'*). Paragoniamo le frequenze esatte con quelle fornite dal metodo *G*).

Supposto ${}_1r_g < {}_1r$, si ottiene

$$\sqrt{o + a - ma} < r + p - mp ,$$

da cui elevando a quadrato e trasformando: $p < mp$, che è assurda per $m < 1$.

Supposto ${}_1p_g > {}_1p$, si ottiene

$$pq + (r + p)^2 - ma - p + m(r + p) > r\sqrt{o + a - ma},$$

dalla quale si ricava

$$r + p - mp > \sqrt{(r + p)^2 - ma} ,$$

e da questa $mp > p$, assurda per $m < 1$.

Si verifica immediatamente che ${}_1q_g = {}_1q$ per qualunque m. Risulta quindi:

$$\begin{aligned} {}_1r_g &> {}_1r \\ {}_1p_g &< {}_1p \\ {}_1q_g &= {}_1q \end{aligned} \qquad (19)$$

per $O < m < 1$, mentre per $m = 1$, oltre per che $m = O$, si ha:

$$\begin{aligned} {}_1r_g &= {}_1r \\ {}_1p_g &= {}_1p \\ {}_1q_g &= {}_1q . \end{aligned}$$

Combinando i risultati ottenuti dal confronto delle frequenze ${}_1r$, ${}_1p$, ${}_1q$ con quelle dei metodi *B*) e *G*) insieme ai risultati del sistema (8), si ha:

$$O < m \leqslant 1 - q^2/r^2 \qquad \begin{matrix} {}_1r < {}_1r_g < {}_1r_b = {}_1r_a = {}_1r_w = {}_1r_{g'} \\ {}_1p_a < {}_1p_{g'} \leqslant {}_1p_w < {}_1p_g < {}_1p_c < {}_1p_b \leqslant {}_1p \\ {}_1q_a < {}_1q_w \leqslant {}_1q_{g'} < {}_1q_g = {}_1q < {}_1q_c < {}_1q_b \end{matrix} \qquad (20)$$

$$1 - q^2/r^2 < m \leqslant 1 \qquad \begin{matrix} {}_1r \leqslant {}_1r_g < {}_1r_b = {}_1r_a = {}_1r_w = {}_1r_{g'} \\ {}_1p_a < {}_1p_{g'} \leqslant {}_1p_w < {}_1p_g \leqslant {}_1p < {}_1p_b \\ {}_1q_a < {}_1q_w \leqslant {}_1q_{g'} < {}_1q_g = {}_1q < {}_1q_c < {}_1q_b \end{matrix} \qquad (20')$$

Nelle due (20') il segno $=$ alternativo al segno $<$ è verificato quando è verificato l'analogo segno nella disuguaglianza che definisce il campo di variazione della m.

c) $n \neq O$, $h = m = k = O$.

Data la simmetria di tutte le formule rispetto a p e q, si hanno immediatamente i sistemi:

$$\begin{matrix} {}_1r < {}_1r_g < {}_1r_b = {}_1r_a = {}_1r_w = {}_1r_{g'} \\ {}_1p_a < {}_1p_{g'} \leqslant {}_1p_w < {}_1p_g = {}_1p < {}_1p_c < {}_1p_b \\ {}_1q_a < {}_1q_w \leqslant {}_1q_{g'} < {}_1q_g < {}_1q_c < {}_1q_b \leqslant {}_1q \end{matrix} \qquad \text{per } O < m \leqslant 1 - p^2/r^2 \qquad (21)$$

$$\begin{matrix} {}_1r \leqslant {}_1r_g < {}_1r_b = {}_1r_a = {}_1r_w = {}_1r_{g'} \\ {}_1p_a \leqslant {}_1p_{g'} \leqslant {}_1p_w < {}_1p_g = {}_1p < {}_1p_c < {}_1p_b \\ {}_1q_a < {}_1q_w \leqslant {}_1q_{g'} < {}_1q_g \leqslant {}_1q < {}_1q_b \end{matrix} \qquad \text{per } 1 - p^2/r^2 < m \leqslant 1 \qquad (21')$$

d) $k \neq O$, $h = m = n = O$:

$$\nu^2 = 1 - k\,(ab), \quad \theta^2 = 1, \quad \theta^2/\nu^2 = 1/(1 - k\,(ab))$$

$$\frac{d}{dk}\,({}_1r/r) > O\,; \quad \frac{d}{dk}\,({}_1p/p) = q\,(2p - 1)/(1 - k\,(ab))^2 \leqslant O$$

a seconda che $p \leqslant 1/2$:

$$\frac{d}{dk}\,({}_1q/q) = p\,(2q - 1)/(1 - k\,(ab))^2 \leqslant O$$

a seconda che $q \gtrless 1/2$. Sarà pertanto, per ogni k:

$$\begin{array}{lll} {}_1r > r & & \\ {}_1p < p & \text{se} & p < 1/2 \\ {}_1q \geq q & & q < 1/2\,, \end{array}$$

$$\begin{array}{lll} {}_1r > r & & \\ {}_1p \geq p & \text{se} & q < \frac{1}{2} \leqslant p\,; \\ {}_1q < q & & \end{array}$$

$$\begin{array}{lll} {}_1r > r & & \\ {}_1p < p & \text{se} & p < \frac{1}{2} \leqslant q\,, \\ {}_1q \geqslant q & & \end{array}$$

e al crescere di k la distribuzione ${}_1r$, ${}_1p$, ${}_1q$ si allontanerà sempre più dalla originaria, per assumere, per $k = 1$, la composizione:

$$\begin{aligned} {}_1r &= r/(1 - (ab)) \\ {}_1p &= p\ (1 - q)/(1 - (ab)) \\ {}_1q &= q\ (1 - p)/(1 - (ab)) \end{aligned}$$

con un errore di chiusura:

$${}_1D(k) = (\sqrt{o + a} + \sqrt{o + b} -$$

$$- \sqrt{o} - \sqrt{1 - k\,(ab)}\ )/\sqrt{1 - k\,(ab)} > O,$$

come facilmente si dimostra, osservando che, nelle nostre ipotesi, ${}_1D(k)$ assume la forma

$$(\,(r + p) + (r + q) - r - \sqrt{1 - k\,(ab)}\ )/\sqrt{1 - k\,(ab)} =$$

$$= (1 - \sqrt{1 - k\,(ab)}\ )/\sqrt{1 - k\,(ab)}\,.$$

È poi facile verificare che le frequenze esatte ${}_1r$, ${}_1p$, ${}_1q$ coincidono, in questo caso, con quelle corrispondenti al metodo G), sicchè, applicando il sistema (7), risulta:

$$\begin{aligned} {}_1r_a = {}_1r_w = {}_1r_b = {}_1r_g' < {}_1r_g \equiv {}_1r < {}_1r_c \\ {}_1p_b < {}_1p_c < {}_1p_g \equiv {}_1p < {}_1p_w \lesssim {}_1p_g' < {}_1p_a \\ {}_1q_b < {}_1q_c < {}_1q_g \equiv {}_1q < {}_1q_g' \lesssim {}_1q_w < {}_1q_a \end{aligned}$$

§ 4. — Supponiamo che la stessa causa selettiva operi nel tempo, sempre colla stessa intensità. In questo caso le (13) forniscono la composizione genotipica di ciascuna generazione, in funzione della composizione genotipica della precedente.

È ovvio che se tutti i fenotipi vengono ridotti nella stessa proporzione ($h = m = n = k$) la composizione genotipica non varia di generazione in generazione: fuori di questa ipotesi banale, esiste una composizione di equilibrio per la distribuzione dei genotipi?

Osserviamo che, in condizioni di equilibrio, dev'essere

$$_1r/\underline{r} = {}_1p/\underline{p} = {}_1p/\underline{q} = 1 \; ; \; \underline{p}/\underline{r} = (h - n)/(k - m) \; ; \; \underline{q}/\underline{r} = (h - m)/(k - n) \; ;$$

e da queste si ricava:

$$1/\underline{r} - 1 = (h - n)/(k - m) + (h - m)/(k - n) \, ,$$

cioè:

$$\begin{aligned} \underline{r} &= 1/(1 + (h - n)/(k - m) + (h - m)/(k - n)) \\ \underline{p} &= (h - n)/(k - m + h - n + (h - m)(k - m)/(k - n)) , \\ \underline{q} &= (h - m)/(k - n + h - m + (h - n)(h - m)/(k - m)) , \end{aligned}$$

e da queste, con opportuna trasformazione:

$$\begin{aligned} \underline{r} &= (k - m)(k - n)/((h + k - m - n)^2 - (h - m)(h - n)) \\ \underline{p} &= (h - n)(k - n)/((h + k - m - n)^2 - (h - m)(h - n)) \quad (23) \\ \underline{q} &= (h - m)(k - m)/((h + k - m - n)^2 - (h - m)(h - n)) \end{aligned}$$

Il sistema (23) dimostra che la distribuzione di equilibrio dipende solo dai valori h, m, n, k. Esso rappresenta una distribuzione possibile però solo se i due valori h e k sono entrambi maggiori o entrambi minori dei valori m e n, fatto che esprimeremo simbolicamente colla scrittura $(h, k) \gtrless (m, n)$ (24). Nella altre ipotesi, e cioè $(h, n) \gtrless (m, k)$, $(h, m) \gtrless (n, k)$ non esiste una distribuzione stabile, che non risulti modificata dall'azione delle cause selettive supposte.

Se una popolazione ha la composizione (23) tale composizione non varia attraverso il tempo per effetto della selezione, supposta agente con intensità costante. La (23) è pertanto una compo-

sizione di equilibrio, ma tale equilibrio non ha sempre carattere di stabilità. Infatti, se supponiamo

$$r > \underline{r}$$
$$p < \underline{p}$$
$$q < \underline{q}$$

risulta

$$p/r < \underline{p}/\underline{r} = (h - n)/(k - m) ,$$

$$q/r < \underline{q}/\underline{r} = (h - m)/(k - n) ,$$

e quindi, dalla 1ª

$$(h - n)\, r + (m - k)\, p \gtrless O ,$$

dalla 2ª:

$$(h - m)\, r + (n - k)\, q \gtrless O$$

a seconda che

$$(h, k) \gtrless (m, n) .$$

Moltiplicando la 1ª per q, la 2ª per p, e sommando, si ha

$$1 - \theta^2 + \nu^2 - 1 \gtrless O ,$$

da cui

$$\nu^2 \gtrless \theta^2$$

e quindi

$$_1r \lesseqgtr r$$
$$_1p + {}_1q \gtrless p + q$$

a seconda che

$$(h, k) \gtrless (m, n) .$$

Supposto invece

$$r < \underline{r}$$
$$p > \underline{p}$$
$$q > \underline{q}$$

si deduce

$$_1r \gtrless r$$

a seconda che

$$_1p + {}_1q \lesseqgtr p + q$$

$$(h, k) \lesseqgtr (m, n).$$

In conclusione, se $(h, k) > (m, n)$, $_1r$ differisce da r nello stesso senso di $\bar{r}$, e se $(h, k) < (m, n)$, differisce in senso opposto. In questa 2ª ipotesi, se è $r < \bar{r}$, si verifica che $_1r < r < \bar{r}$, e se $r > \bar{r}$, si verifica che $_1r > r > \bar{r}$, cioè le successive distribuzioni dei geni tendono sistematicamente ad allontanarsi dalla composizione di equilibrio.

§ 5. — Riportiamo nella tabella seguente la composizione fenotipica della popolazione che risulta dalla somma delle popolazioni (2) e (6) della tavola a pag. 221 del citato lavoro del Gini: Sulla determinazione della frequenza dei geni nei gruppi sanguigni. Accanto riportiamo le frequenze dei geni di dette popolazioni, e quelle che si determinano in base ai vari metodi da noi applicati

Popolazione	N. Osserv.	*O*	*A*	*B*	*AB*	Metodo	*R*	*P*	*Q*
2) Indù . . .	1000	0,313	0,190	0,412	0,085		0,560	0,149	0,291
4) Americani di									
Brooklyn .	906	0,446	0,375	0,136	0,043		0,668	0,238	0,094
Somma . .	1906	0,376	0,278	0,281	0,065		0,6113	0,1912	0,1975
				$D = +$	0,0059	*B*)	0,6133	0,1894	0,1914
						C)	0,6181	0,1899	0,1920
						G)	0,6169	0,1906	0,1925
						W)	0,6133	0,1923	0,1944
						G')	0,6133	0,1923	0,1944
				$=-$	0,0059	*A*)	0,6133	0,1953	0,1973

Poichè è $D > O$ e $p_b < q_b$ deve essere verificata la 2ª sequenza delle disuguaglianze (7), e ciò accade infatti, salvo che, per il gioco degli arrotondamenti, le disaguaglianze tra W e G' sono, nell'esempio, trasformate in uguaglianze. Da $D > O$ segue pure che le popolazioni componenti (che supponiamo ignote) differiscono meno per le frequenze del gene R che non per quelle dei geni P e Q.

Le frequenze fornite dal metodo *G*) si accostano più di quelle del metodo *C*) alle frequenze effettive incognite.

Nella tabella seguente riportiamo i dati analoghi per la popolazione risultante dalla somma delle popolazioni 1) e 5) della stessa Tavola.

Popolazione	N. Osserv.	*O*	*A*	*B*	*AB*	Metodo	*R*	*P*	*Q*
1) Egiziani . .	118	0,195	0,390	0,263	0,153		0,442	0,323	0,235
5) Aborigeni dell'Australia	101	0,455	0,545	—	—		0,675	0,325	—
Somma . .	219	0,315	0,461	0,142	0,082		0,5489	0,3244	0,1267
				$D = -0{,}0045$		*B*)	0,5613	0,3243	0,1189
						C)	0,5578	0,3236	0,1186
						G)	0,5588	0,3228	0,1184
						W)	0,5613	0,3220	0,1167
						G!)	0,5613	0,3217	0,1170
				$= +0{,}0045$		*A*)	0,5613	0,3198	0,1144

Poichè $D < O$ e $p > q$, è verificata la 1ª sequenza delle disuguaglianze (8). Inoltre da $D < O$ si deduce che le differenze tra le frequenze dei geni *P* e *Q* sono minori che non quelle tra i geni *R*.

Consideriamo ora la distribuzione dei gruppi sanguigni di 750 Tedeschi osservati da Schiff e Ziegler (N. 21, pag. 227, del lavoro cit.) :

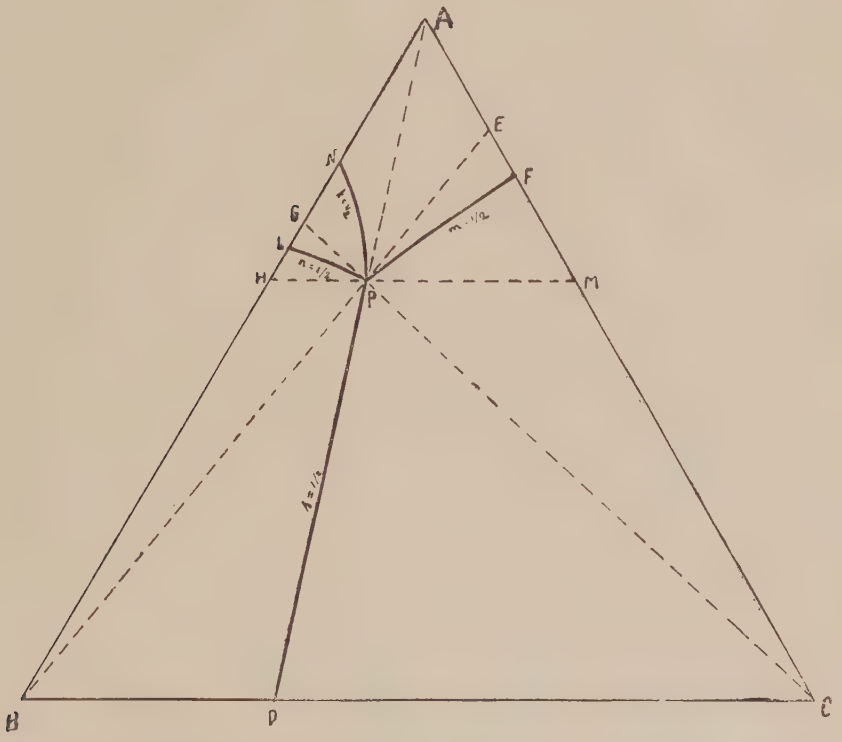
O	A	B	AB	R	P	Q
0,368	0,394	0,164	0,064	0,615	0,264	0,121

Nella rappresentazione triangolare fornita dalla figura, essa è rappresentata dal punto *P*. Cerchiamo di determinare la distribuzione di equilibrio alla quale essa tenderebbe sotto l'azione di 1 solo fattore selettivo.

Se $h \neq O$ e $k = m = n = O$, le (13) diventano :

$$r_1 = r(1 - hr)/v^2$$
$$p_1 = p/v^2$$
$$q_1 = q/v^2$$

e da queste si deduce agevolmente che nelle successive generazioni il punto P percorre una traiettoria rettilinea costituita dal prolungamento del segmento AP fino al lato BC $(r = O)$ del



triangolo fondamentale, con velocità variabile con h, ma progressivamente decrescente, perchè l'estremo D della traiettoria viene raggiunto asintoticamente.

Se $m \neq O$ e $h = k = n = O$, le (13) diventano:

$$\begin{aligned} r_1 &= r\,(1 - mp)/\nu^2 \\ p_1 &= p\,(1 - mr - mp)/\nu^2 \\ q_1 &= q/\nu^2 \end{aligned}$$

e poichè

$$\nu^2 = 1 - ma > 1 - mr - mp\,,$$

da queste si ricava:

$$r_1 \gtrless r \text{ a seconda che } r \gtrless q.$$
$$p_1 < p$$
$$q_1 > q$$

È inoltre $r_1/q_1 < r/q$.

Poichè nel nostro esempio $r > 0{,}5$, la traiettoria di P è una linea che da P va ad un punto F sul lato del triangolo $p = O$, e E è la intersezione di tale lato con la congiungente PB.

Per il calcolo della posizione limite del punto P si osservi che $\Delta r/\Delta q < r/q$, e quindi se si divide tutto p in parti proporzionali a Δr e Δq e si aggiungono queste rispettivamente a r e a q, si ottiene per r una valutazione per eccesso e per q una per difetto. L'approssimazione è, naturalmente, tanto migliore quanto più piccolo è il valore di p dal quale si parte.

Se $n \neq O$ e $h = k = m = O$, valgono le stesse considerazioni precedenti, scambiato p con q e m con n, e la composizione asintotica di equilibrio si stabilisce tra i punti H e G della BA $(q = O)$.

Se $k \neq O$, $h = m = n = O$, le (13) diventano:

$$r_1 = r/\nu^2$$
$$p_1 = p\,(1 - kq)/\nu^2$$
$$q_1 = q\,(1 - kp)/\nu^2$$

$\nu^2 = 1 - 2\,kpq$. Per p e q entrambi $< 0{,}5$, come è nel nostro esempio, nel quale $r > 0{,}5$, risulta r crescente e p e q entrambi decrescenti al crescere dell'ordine di generazione. È in tutti i casi $p_1/q_1 \gtrless p/q$ a secondo che $p \gtrless q$. Segue che, se $p = q$, il punto P si avvicina asintoticamente ad A sul segmento PA; se $p > q$ la traiettoria appartiene al triangolo GPA, e il punto di equilibrio è sul segmento GA; se $p < q$ la traiettoria appartiene al triangolo EPA, e il punto limite è sul segmento EA. Per meglio approssimare il punto limite, si osservi che, per $p > q$, sono verificate le disuguaglianze:

$$\Delta p_i/\Delta q_i < \Delta p_{i-1}/\Delta q_{i-1} < \ldots < \Delta p_1/\Delta q_1 < \Delta p/\Delta q <$$
$$< (1 - 2\,p)/(1 - 2\,q) < 1$$

e da queste segue che

$$|\Delta p_i| < |\Delta q_i| (1 - 2p)/(1 - 2q)$$

e quindi

$$\underline{p} > p - q(1 - 2p)/(1 - 2q)$$
$$\underline{r} < r + q(1 + (1 - 2p)/(1 - 2q))$$

Nella tabella seguente sono indicate le composizioni genotipiche delle successive generazioni, nelle varie ipotesi:

	$h = 1/2$			$k = 1/2$		
	r	p	q	r	p	q
0	0,615	0,264	0,121	0,615	0,264	0,121
1	0,525	0,325	0,150	0,635	0,256	0,109
2	0,449	0,377	0,174	0,653	0,249	0,098
3	0,387	0,420	0,193	0,669	0,243	0,088
4	0,338	0,453	0,209	0,684	0,237	0,079
5	0,298	0,481	0,221	0,697	0,232	0,071
6	0,265	0,503	0,232	0,709	0,228	0,063
	0	0,685	0,315	< 0,81	> 0,19	0

	$m = 1/2$			$n = 1/2$		
0	0,615	0,264	0,121	0,615	0,264	0,121
1	0,665	0,184	0,151	0,629	0,287	0,084
2	0,701	0,123	0,176	0,639	0,304	0,057
3	0,726	0,080	0,194	0,645	0,316	0,039
4	0,743	0,051	0,206	0,649	0,325	0,026
5	0,753	0,032	0,215	0,652	0,330	0,018
6	0,760	0,020	0,220	0,654	0,334	0,012
	0,77	0	0,23	0,66	0,34	0

Consideriamo ora il caso:

$$h = 1/2,\ k = 1,\ m = 0,\ n = 1/4.$$

Poichè è verificata la disuguaglianza (24), esiste una distribuzione di equilibrio all'interno del triangolo rappresentativo, ed è:

$$\underline{r} = 0{,}5218,\quad \underline{p} = 0{,}1304,\quad \underline{q} = 0{,}3478,$$

la quale richiederebbe un q crescente, mentre la frequenza di questo gene sotto l'influenza selettiva dei fattori k e n tende rapidamente a scomparire. Per $q = O$ si ha

$$r_{i+1} = r_i\,(1 - r_i/2)/(1 - r_i^2/2)$$

e quindi $r_{i+1} < r_i$ per qualunque i, il che permette di concludere che $\underline{r} = O$, $\underline{p} = 1$, sicchè si ha:

$$h = \tfrac{1}{2},\ k = 1,\ m = O,\ n = 1/4$$

	r	p	q
0	0,615	0,264	0,121
1	0,577	0,328	0,095
2	0,535	0,401	0,064
3	0,487	0,476	0,037
4	0,435	0,548	0,017
5	0,383	0,610	0,007
6	0,337	0,661	0,002
	0	1	0

Sia $h = \tfrac{1}{2}$, $k = 1$, $m = n = O$. La distribuzione di equilibrio, interna al triangolo, risulta: $\underline{r} = 0{,}5$, $\underline{p} = \underline{q} = 0{,}25$. Le (13) diventano:

$$\begin{aligned} r_1 &= r\,(1 - r/2)/\nu^2 \\ p_1 &= p\,(1 - q)/\nu^2 \\ q_1 &= q\,(1 - p)/\nu^2 \end{aligned}$$

ove $\nu^2 = 1 - r^2/2 - 2\,p\,q$.

Se $p = q = (1 - r)/2$ risulta $r_1 \gtrless r$ a seconda che $r \lessgtr \tfrac{1}{2}$ e quindi r cresce o diminuisce a seconda che $r \lessgtr \underline{r}$. D'altra parte è $p_1 = q_1$ e quindi la distribuzione tende alla composizione di equilibrio calcolata, e questa è stabile per quanto riguarda le oscillazioni di r, ma non di p e di q. Infatti, se, a parità di r, p cresce a spese di q, e diventa $p > q$, il prodotto $2\,p\,q$ diminuisce e quindi ν^2 cresce. Il prodotto $q\,(1 - p)$ diminuisce, e quindi $q_1 < q$. Poichè l'uguaglianza $p = q$ non può più ristabilirsi, in quanto $p_1/q_1 \gtrless p/q$ a seconda che $p \gtrless q$, la distribuzione non può tendere che alla composizione limite $r = q = O$, $p = 1$.

Diamo, ad illustrazione di questo caso, la tabella seguente:

$$h = \tfrac{1}{2},\ k = 1,\ m = n = O$$

	r	p	q	r	p	q
0	0,520	0,240	0,240	0,520	0,250	0,230
1	0,514	0,243	0,243	0,513	0,257	0,230
2	0,509	0,2455	0,2455	0,509	0,263	0,228
3	0,506	0,247	0,247	0,505	0,251	0,224
4	0,504	0,248	0,248	0,503	0,280	0,217
5	0,5026	0,2487	0,2487	0,500	0,292	0,208
6	0,5018	0,2491	0,2491	0,498	0,306	0,196
	0,5	0,25	0,25	0	1	0

Pubblicazioni ricevute. Publications reçues. Publications received. Erhaltene Veröffentlichungen. Publicaciones recibidas.

Periodici. Périodiques. Periodicals. Zeitschriften. Periòdicos.

Acqua e Gas. — 1941 e 1942.
Agricoltura Coloniale. — Firenze, 1942.
Alimentazione (L') della Capitale. — 1945.
Analisi. — 1945.
Annali dell'Africa Italiana. — 1942, 1943, Roma, Ministero dell'A.I.
Annali del fascismo. — 1941.
Annali dell'Università d'Italia. — 1941-43.
Annali di Statistica. — Istat, Roma; Serie VII: vol. 1, 7; Serie VIII: vol. 1, 2.
Annali dell'Istituto di Statistica - Bari. — 1947, (Vol. XXIII).
Annali di ostetricia e ginecologia. — Milano, 1930 a 1943,
Annali Lateranensi. — Roma, 1946.
Annuario Statistico Italiano. — Roma, Istat. Serie IV: 1941-43.
Archivio di Studi corporativi. — Pisa, 1942 e 1943.
Archivio Italiano di scienze mediche, coloniali e di parassitologia. — Roma, 1939 a 1943.
Archivio per la raccolta e lo studio delle tradizioni popolari italiane. — Napoli, 1938 a 1941.
Archivio storico di Corsica. — 1941.
Asiatica. — Roma, 1935 a 1943.
Assalto (L'). — 1941 e 1942.
Assicurazione (L'). — 1941 a 1943.
Assicurazioni. — Roma, I.N.A.: 1943, 1945 a 1948.
Assicurazioni (Le) Sociali. — Roma, 1938 a 1943 (poi « Previdenza Sociale »), (annessi: « Atti Ufficiali » dal 1940 al 1942).
Assistenza Fascista. — 1942 e 1943, Roma.
Assistenza Sanitaria. — Roma, 1941 a 1943.
Assistenza (L') Sociale. — 1942, 1943.
Assistenza (L') Sociale nell'industria. — 1941 e 1942.
Associazione fra le Società italiane per azioni. — 1946 a 1949.
Atti Accademia dei georgofili. — Firenze, 1941 a 1948.

Atti Accademia di Scienze lettere ed arti in Padova. — 1940-41 ; 1947-48 : vol. LX (nuova serie).

Atti Istituto Veneto di scienze lettere ed arti. — Tomi CI a CVI, Venezia 1941-48.

Autarchia e Commercio. — 1941 a 1943, Roma.

Azione coloniale. — 1935 a 1942, Roma.

Banca Nazionale del Lavoro. Quarterly Review. — 1947-48.

Banco di Napoli. — Titoli e Valori - (Supplemento alla « Rassegna Economica » -) Notiziario Economico. Napoli, 1940, 1942.

Banco di Roma - Review of the economic conditions in Italy - — Roma, 1947-1949.

Banco di Sicilia - Bollettino mensile - 1939-1949.

Barometro Economico. — 1941 e 1942, Roma.

Bibliografia Italiana. — (Biologia e Medicina), 1934 a 1942, Roma.

Bollettino Bimestrale del Bestiame. — 1941 a 1943.

Bollettino delle Compagnie di Navigazione « Italia ».« Oriens », « Tirrenia ». (Mercati d'Oltre Mare). — 1942.

Bollettino Economico. — (Minist. Propaganda in Romania) 1942 e 1943.

Bollettino Economico. — Parte II. Studi e Statistiche - Camera di Commercio, Ind. e Agricoltura di Milano - 1948-49.

Bollettino di Informazioni. — (Assoc. fra le Società per Azioni) - 1941 a 1943.

Bollettino di Informazione e Documentazione del Ministero per la Costituente. — 1945 e 1946.

Bollettino di informazioni economiche del Giappone. — 1942 e 1943.

Bollettino dell'Istituto Storico e di Cultura dell'arma del Genio. — 1935 a 1943, Roma.

Bollettino del Lavoro per la Sicilia. — Min. Lavoro e Prev. Soc. - Ufficio di Palermo - Parte II - Statistica, 1945.

Bollettino di legislazione scolastica comparata. — Ministero della Pubblica Istruzione, Roma, 1941 a 1943, 1946 a 1948.

Bollettino delle malattie infettive del Regno. — Min. Interno, Roma, 1942-43 ; 1946 a 1949.

Bollettino Mensile. — (Ministero delle Comunicazioni), 1941, 1943.

Bollettino mensile del Banco di Sicilia. — 1941, 1946.

Bollettino mensile delle Compagnie di Navigazione. — 1941, 1942.

Bollettino mensile del Consiglio Prov. dell'Economia Corpor. di Littoria. 1939-42.

Bollettino mensile del Cons. Prov. delle Corporaz. Perugia - 1939-41.

Bollettino mensile del Cons. Prov. dell'Econom. Corporativa. — Modena, 1936 a 1943.

Bollettino di Statistica Agraria e Forestale. — Ist. Centrale di Statistica, Roma, 1947-48.

Bollettino mensile di statistica del Comune di Cagliari. — 1940-41.

Bollettino mensile di Statistica del Comune di Ferrara. — 1940-42.

Bollettino mensile di Statistica del Comune di Milano. — 1941, 1942, 1943.

Bollettino mensile di Statistica del Comune di Verona. — 1932 a 1942 ; 1947 a 1949.
Bollettino mensile di Statistica. — Ist. Centr. di Statist. ; 1941 a 1948, Roma.
Bollettino mensile statistico del Comune di Genova. — 1934 a 1942, Genova.
Bollettino mensile dell'Ufficio Idrografico del Magistrato delle Acque di Venezia. — 1924-1948.
Bollettino di notizie economiche. — 1941, 1943, Roma.
Bollettino di Paletnologia Italiana. — 1936 a 1946, Roma.
Bollettino dei Prezzi. — Ist. centr. di Statist., 1932-39 ; 1947-49.
Bollettino dei Protesti Cambiari e dei Fallimenti. — Cosenza, 1932-41.
Bollettino delle Pubblicazioni ricevute e Rassegna delle Riviste. — 1941.
Bollettino Sanitario del Bestiame. — (Ministero dell'Interno), 1939-1941.
Bollettino del Servizio Studi Economici. — 1946 a 1948.
Bollettino del Servizio di Studi Economici del laboratorio di Politica Economica di Ca' Foscari. — 1948 e 1949.
Bollettino del Sindacato Nazionale degli Attuari. — 1941 a 1943.
Bollettino della Società Italiana per l'organizzazione internazionale. — 1948.
Bollettino della Società Geografica Italiana. — 1930 a 1949, Roma.
Bollettino di Statistica Agraria e Forestale. — 1947 e 1948. Roma, Istituto Centrale di Statistica.
Bollettino Statistico (Istit. Naz. Assicuraz. contro le malattie). — 1949.
Bollettino Statistico del Governatorato (poi Comune) **di Roma** — 1936 a 1948.
Bollettino Statistico Mensile per la Provincia di Milano. — 1939 a 1941.
Bollettino statistico trimestrale. — Istituto Nazionale della Previdenza Sociale - Servizio Statistico - Attuariale - Roma. 1947-1948.
Bollettino Ufficiale del Consiglio Provinciale delle Corporazioni. — 1933 a 1943, Piacenza.
Bollettino Ufficiale del Cons. prov. dell'Economia di Piacenza. — 1927-1943.
Bollettino Ufficiale del Consiglio e Ufficio Prov. delle Corporazioni di Apuania. — 1939-1942.
Bollettino Ufficiale - Legislazione e disposizioni ufficiali. — 1942 e 1943.
Bollettino ufficiale del Ministero delle Finanze. — 1942 e 1943.
Borsa (La) Valori. — Ist. di studi sulle borse valori « A. Lorenzetti » - Univ. Bocconi - (I) Milano, 1946.
Cifre — Rass. Econ. Finanziaria. — 1946.
Città di Milano. — Rassegna mensile del Comune e Bollettino di Statistica, 1948-1949, Milano.

Civiltà Cattolica. — 1943, 1945 e 1946.
Civiltà Fascista. — 1937 a 1943, Roma.
Commercio. — 1942 e 1943.
Compendio Statistico Italiano — Ist. Centr. di Statistica. — 1946 Roma.
Comunità. — 1946.
Congiuntura Economica. — 1946 a 1948.
Corriere del Danubio. — 1942 e 1943.
Dati Statistici. — Comune di Roma, 1948-49.
Dati Statistici ; incidenti stradali accertati nel Regno. — R. Automobile Club d'Italia, 1937-42.
Difesa Sociale. — 1938 a 1946, Roma.
Economia. — 1941 e 1942.
Economia e Commercio. — 1945 e 1946.
Economia europea. — 1942 e 1943.
Economia Internazionale : 1948.
Economia Italiana. — 1937 a 1943, Roma.
Endocrinologia e Patologia Costituzionale. — 1938 e 1939, Bologna.
Energia (L') Elettrica. — 1941 a 1943.
Gazzettino Universitario. — 1946.
Genova - Rivista Municipale. — 1934 a 1943, Genova.
Genova Statistica. — Rassegna mensile di Statistica - Genova - 1942 e 1943.
Geopolitica. — 1939 a 1941, Milano.
Gerarchia. — 1942 e 1943.
Giornale di agricoltura della Domenica. — 1942.
Giornale degli Economisti (già Annali di Economia). — 1942 a 1949, Milano.
Giornale Economico (Il). — 1941.
Giornale dell'Istituto Italiano degli Attuari. — 1941.
Giornale di Matematica Finanziaria. — 1944.
Idea. — 1949.
Igea. — 1938 a 1941, Reggio Calabria.
Industria (L') Lombarda. — 1947.
Industria (L') Mineraria d'Italia e d'Oltremare. — 1941.
Informazioni sui Prezzi (A.R.A.R.). — 1947 e 1948.
Informundus. — 1941 e 1942.
Infortuni e malattie professionali. — 1941.
Istituto Nazionale delle Assicurazioni - Bollettino. — 1941-42. Roma.
Istituto Nazionale Fascista per il Commercio Estero. — « Informazioni commerciali ». 1942, 1943.
Italia Agricola. — 1941 a 1943, Roma.
Italia (L') che scrive. — 1943.
Japigia. — (R. Dep. di Storia Patria per le Puglie), 1938 a 1942 ; 1944, Bari.
Lavoro (Il) Agricolo. — 1942 e 1943.

Lavoro Umano. — 1940 a 1943, Torino.
Listino dei prezzi massimi. — Cons. Prov. delle Corporazioni. Vercelli, 1941.
Listino dei Prezzi massimi. — Cons. Prov. delle Corporazioni. Viterbo, 1940-42.
Listino settimanale dei prezzi (Milano). — 1941, 1942.
Listino settimanale dei prezzi all'ingrosso. — Camera di Commercio - Milano - 1946 a 1949.
Listino settimanale dei prezzi all'ingrosso. — Camera di Commercio - Torino - 1937 a 1941.
Lotta contro la tubercolosi. — 1946 a 1949.
Malattie (Le) infettive del regno. — 1941.
Marina (La) Italiana. — 1941 a 1943.
Maternità e Infanzia. — 1939 a 1943; 1947 e 1948, Roma.
Moneta e Credito : 1948.
Napoli. — Rivista municipale, 1937 a 1941, Napoli.
Negotia. — 1946 e 1947.
Neopsichiatria. — 1935 a 1942, 1946 e 1947, Volterra.
Notiziario Demografico. — (Ist. Centr. di Statistica), 1941 a 1943, Roma.
Notiziario Economico - Milano. — Cassa di Risparmio delle Provincie Lombarde, 1940-42.
Notiziario Istat (Ist. Centr. di Statistica). — 1948.
Notiziario della scuola e della Cultura. — 1947, 1948.
Numeri indici dei prezzi all'ingrosso - Milano. — Camera di Commercio. 1947-48.
Nuova Antologia. — 1942 e 1943.
Nuova Rassegna Internazionale del Lavoro. — 1941 a 1943.
Organizzazione (L') Industriale. — 1942 e 1943.
Orientamenti. — 1949, Roma.
Pagine Libere. — 1946, 1947, 1948.
Parola (La). — Quaderni di eloquenza diretti da Giuseppe Sotgiu. 1, Roma, 1943.
Politica Sociale. — 1949.
Previdenza Sociale. — 1945 a 1948, Roma.
Problema (Il) Ebraico. — 1942 e 1943, Roma.
Proprietà (La) edilizia Italiana. — 1941 á 1943.
Quaderni della Nutrizione. — 1934 a 1943, Roma.
Quaderni di Studi e Notizie (Soc. « Edison »). — 1948 e 1949, Milano.
R.A.C.I. (Riv. Automobile Club Italia). — 1942.
Rassegna Economica - Gorizia. — 1941; 1943.
Rassegna Economica dell'Africa Italiana. — 1941 e 1942.
Rassegna Economica della associazione fra le Società italiane per Azioni. — 1946, 1947, 1948.
Rassegna economica del Banco di Napoli. — 1942.
Rassegna d'informazioni dell'Istituto di Studi Romani - Roma. — 1940 a 1943.

Rassegna Italiana di oncologia. — 1946 e 1947.
Rassegna mensile dei mercati. — Ministero delle Comunicazioni. Roma, 1941-42.
Rassegna del Mercato dei Carboni. — 1941 a 1943.
Rassegna della Previdenza Sociale - Roma. — 1934 a 1940.
Rassegna quindicinale dell'Agricoltura. — 1942 e 1943.
Rassegna della Stampa estera sulla politica e propaganda razziale. — 1940 a 1942, Roma.
Rassegna della Stampa Italiana sulla politica e propaganda razziale. — 1941 e 1942, Roma.
Rassegna della stampa degli Stati Uniti. — (Educazione - Psicologia - Assistenza Sociale - Industria - Ingegneria) — 1946, Roma.
Rassegna di Statistiche del Lavoro. — 1948 e 1949, Roma, Ministero del Lavoro.
Rassegna dell'U.S.I.L.A. — 1941.
Rassegna dell'Ufficio Informazioni USA. — (Agricoltura, Veterinaria, Educazione, Psicologia, Assistenza Sociale, Ingegneria, Industria, Lavoro, Medicina, Ricostruzione urbanistica), Roma, 1945.
Razza e Civiltà. — 1941 a 1943, Roma.
Rendiconti dell'Istituto Lombardo di Scienze e Lettere. — 1940-1941 a 1945-46.
Rendiconti del Seminario della Fac. di Scienze dell'Univ. di Bari. 1941-42.
Rendiconti del seminario matematico e fisico di Milano. — 1941 e 1942, 1946 e 1947.
Ricerca (La) Scientifica. — 1940 a 1948, Roma.
La Riforma della Scuola. — 1947 a 1949.
Rivista di antropologia. — 1940-42 e 1942-43.
Rivista Bancaria. — 1942 e 1943, 1946 a 1949.
Rivista del Commercio. — 1947 e 1948.
Rivista di diritto Penitenziario. — 1942 e 1943.
Rivista di Etnografia. — 1946 a 1948, Napoli.
Rivista di Giurisprudenza del Lavoro. — 1942 e 1943, Roma.
Rivista Internazionale di filosofia politica e sociale. — 1942, Genova.
Rivista Internazionale di Filosofia Politica e Sociale. — 1941 e 1942.
Rivista Italiana di Scienze Economiche. — 1941, Roma.
Rivista Internazionale di Scienze Sociali. — 1941-43, 1946-49, Milano.
Rivista del Lavoro. — 1942 e 1943. Roma.
Rivista mensile del Provveditorato al Porto di Venezia. — 1941 a 1943.
Rivista di Politica Economica. — 1942-43, 1946-49, Roma.
Rivista di Psicologia. — 1934 a 1949, Bologna.
Rivista di Scienze Preistoriche. — 1947, Firenze.
Rivista Tessile. — 1946, Milano.
Scientia. — 1941 a 1943, Bologna.
Scienza e Tecnica. — 1941 e 1942, 1947.

Scritti Biologici. — 1940 a 1942, Cagliari.
Segnalazioni. — Roma 1947 e 1948.
Sintesi Economica. — Roma, 1949.
Situazione Economica in Provincia di Milano - Milano - Camera di Commercio. — 1948-49.
Sommario Statistico del Comune di Padova. — 1943-1948.
Lo Spettacolo in Italia. — 1946 e 1947, Roma.
Statistica (già supplemento statistico). — 1941 a 1948, Milano.
Statistica del Commercio con l'estero (Ist. Centr. di Statist.). — 1946 a 1949, Roma.
Studi Economici ed Aziendali. — 1947 e 1948, Napoli.
Studi economici finanziari corporativi. — 1941 e 1942, Napoli.
Studi Senesi. — 1941 e 1942.
Sul Mare. — 1941 a 1943.
Supplemento statistico ai nuovi problemi di Politica, storia ed economia. — 1940, 1941, Ferrara.
La Svastica. — 1942 e 1943.
Il Tempo. — 1942 e 1943.
Terra e Lavoro. — 1938 a 1940, Roma.
Textilia - Le industrie tessili. — 1942, 1943, Milano.
Università (L') Italiana. — 1944 a 1946.
Universo (L'). — 1934 a 1944, Firenze.
U.S.I.S. — Ufficio informazioni Stati Uniti : bollettini tecnici. (Assistenza Sociale : 1946 ; Ingegneria, Industria, Agricoltura veterinaria ; Medicina ; Ricostruzione urbanistica ; Lavoro).
Vetro (Il). — 1941 a 1943.
Vie (Le) d'Italia. — 1941 a 1943 ; 1946 a 1949.
Vie (Le) del Mondo. — 1941 e 1942, Milano.
Vita. — 1941.
Vita (La) Economica Italiana. — 1941 e 1942.
Vita Universitaria. — 1941 a 1943.
Yamato. — 1942 e 1943, Roma.

Activité (L') economique en Yugoslavie (Banque Mationale du Royaume de Yougoslavie). — Belgrado, 1941.
Actualité (L') economique. — Montréal, 1943 a 1949.
Affaires Danubiennes. — Bucarest, 1941 e 1942.
Alimentation et agriculture. — Bulletin européen de la F.A.O. Roma. 1947-49.
Annales. — Economie-Sociétés-Civilisations-Paris, 1947-1948.
Année politique et revue des etudes cooperatives. — Paris, 1947 a 1949.
Biotypologie. — Paris, 1934 a 1939 ; 1946.
Bulletin d'information et de documentation de la Banque Nationale de Belgique. — Bruxelles, 1942 ; 1944 a 1949.
Bulletin d'information et de documentation de la banque nationale de Romanie (Bucarest). — 1941 a 1947.

Bulletin de la Statistique generale de la France. — Paris, 1941 a 1949.
Bulletin de l'Institut de recherches economiques de Louvain. — Lovanio, 1946 a 1949.
Bulletin mensuel, già : « **Monthly Report** » **de la Banque National d'Hongrie.** — Budapest, 1945 a 1949.
Bulletin mensuel de reinsegnements economiques et sociaux. (Inst. Inter. Agric.) Rome, 1944 a 1946.
Bulletin mensuel de statistique agricole et commerciale (Inst. Int. Agric..) (Rome). — 1941 a 1946.
Bulletin mensuel du commerce exterieur. — (Norges Offisielle Statistikk, Oslo). 1941 a 1949.
Bulletin mensuel de statistiques coloniales (Ministère des colonies et de la France d'outre mer). — Paris, 1945 a 1948.
Bulletin Statistique mensuel de la direction gen. du Royaume de Bulgarie (poi : **Republique populaire**). — Sofia, 1941-43, 1947-48.
Bulletin Statistique trimestriel Hongrois. — Budapest, 1942.
Cahiers (Les) du musée Social. — (Paris) 1946 e 1947.
Chronique dc l'organisation d'higiene (Genève, S. d. N.). — 1943, 1945.
Chronologie economique internationale. — Institut Scientifique de Recherches économiques et sociales, Paris, 1947 a 1949.
Courrier (Le) (U.N.E.S.C.O.) Paris, 1948 e 1949.
Documentation économiques. — Paris, 1947 e 1948.
Économie contemporaine. — Paris, 1948.
L'Épargne du Monde. — Milano, 1941 a 1943.
Études et conjoncture. — Économie mondiale, Paris, 1947-49
Études et conjoncture. — Union française, Paris, 1947-49.
Femme (La) dans la vie sociale. — Paris, 1948 e 1949.
Fonds provisoires de soutien des chomeurs involontaires (Ministère du Travail et de la Prevoyence sociale). — Études, 1945 a 1949.
Hillel. — Paris, 1946 e 1947.
Informations Sociales. — Genève, 1948 e 1949.
Institut international de cooperation intellectuelle. — Paris, 1945 e 1946.
Journal de la Société de Statistique de Paris. — Paris, 1942 a 1949.
Journal de la Société Hongroise de statistique. — Budapest, 1941-45.
Population. — Paris, 1947 a 1949.
Pour la Vie. — Paris, 1945 e 1946.
Rapport épidémiologique et démographique (Genéve). — 1941 a 1949.
Recueil de statistique de l'institut international du commerce. — Bruxelles, 1935-45.
Relevé épidémiologique. — Société des Nations, Genève, 1942-47.
Réunion annuale ordinaire de la Banque nationale de Hongrie. — Budapest, 1931 a 1938 ; 1942 a 1944 ; 1947 e 1948.

Revue de la statistique générale de la Bulgarie. — Sofia, 1945 e 1946.
Revue de l'Institut international de statistique. — La Haye, 1942 a 1948.
Revue des études cooperatives. — Neuilly, 1938 a 1947.
Revue Hongroise de statistique. — Budapest, 1942 a 1949.
Revue international du travail. — Genève, 1945 a 1949.
Revue Italo-Belge. — Bruxelles, 1940 à 1942.
Revue pour l'étude des calamites (Genève). — 1941 a 1947.
Revue Suisse d'économie politique et de statistique (Berne), 1946 a 1949.
Situation Hebdomadaire (Banque Nationale de Hongrie). — Budapest, 1947 a 1949.
Statistique de la Suisse (Berna). — 1945.
Statistique du commerce extérieur (Ankara). — 1946 e 1947.
Travail (Le) Humain. — Paris.
Vie (La) economique. — Berne, 1942 a 1949.

African Studies. — Johannesburg, 1942 a 1949.
American (The) economic Review. — Cambridge, 1947.
American economic Review. — Evanston, Ill. (U.S.A.), 1934 e 1949.
American Journal of Ostetrics and Gynecology. — St. Louis, Mo. (U.S.A.)
American (The) Journal of Sociology. — Chicago, ill. (U.S.A.), 1946 et 1947.
American Sociological Review. — Oxford, Ohio (U.S.A.), 1936 a 1946 ; 1948 e 1949.
American Statistical Association Bulletin (Washington). — 1941 a 1947.
American Statistician (The) (Washington). — 1947 a 1949.
Annals of Eugenics (Londra). — vol. X a vol. XIV, 1940 a 1948.
Annals of Mathematical Statistics (Ann Arbor). — 1941 a 1946.
Anthropological Papers of the American Museum of Natural History. — New York, vol. 1° a XLI, 1947.
Anthropological records Berkeley, vedi : **University of California Publications.**
Australian Journal of experimental Biology and Medical Science. — Adelaide, (Australia) 1947 a 1942.
Automotive and Aviation industries. — Philadelphia, 1943.
Bantu Studies. — Johannesburg. (Sud Africa), 1939 a 1941 (Continua col titolo « African Studies »).
Biometrics (Washington). — 1945 a 1948.
Biometrika (Cambridge). — 1947 a 1948.
Britain To Day (London). — 1948 e 1949.
British Journal of Social Medicine. — London, 1948 e 1949.
Bulletin of the National Bank of Czechoslovakia. — Praga, 1938 a 1941.

Bulletin Bank of Norway (Norges Bank). — Oslo, 1947 a 1949.
Bulletin of the Oxford University (Oxford). — 1947 e 1948.
Ceylon Journal of Science - Ceylon (Colombo, India). — 1935 a 1939; 1944 a 1948.
Chicago natural History Museum (già **Field Museum of natural History**). — Annual report), Chicago, Ill. (U.S.A.), 1947.
Chinese (The) economic and statistical Review. — Shanghai.
Collected Papers from Dept. of Biology of the Johns Hopkins University. — Baltimore, 1941, vol. XVIII.
Ecology (New York). — 1941 a 1946.
Ecological Monographs. — Durham, Nort Carolina, U.S.A., 1935 a 1949.
Economic Journal (The) (London). — 1945 a 1949.
Economica. — London, 1934 a 1949.
Econometrica (Chicago). — 1941 a 1948.
Educational Research Bulletin (Ohio). — 1941 a 1949.
Endeavour (London). — 1948 e 1949.
Eugenics Review. — London, 1940 a 1949.
Eugenics Review (London). — 1940 a 1946.
F.A.O. Bulletin (Food and Agric. Organisat. of the U. Nations, Washington). — 1949.
Field Museum of natural History - Chicago:
a) **Anthropological Series,** Vol. XIV, e XV, vol. XVIII, e XVIII; vol. XXI, XXV, XXIX a XXXI.
b) **Handbooks** - Guide part 3; Lewis A. B. People of the South Pacific - The Melanesians; guide part 6;
c) **Memoirs**, vol. IV.
d) **Popular Series**. nn. 10, 19, 25.
Food and Agricultural Statistics (Washington). — 1948 e 1949.
General Monthly Bulletin of current statistics (con: «**The Palestine Commercial Bulletin**») (Government of Palestine). — Jerusalem, 1945 a 1948.
Genetica - S'Gravenhage (The Hague). — Olanda, 1937 a 1943.
Harvard Business Review. — Boston Mass, 1947 a 1949.
Human Biology (Baltimore). — 1941, 1945 a 1948.
Human Fertility. — Baltimore, 1944 a 1948.
Industrial Bulletin (Albany). — 1946 a 1949.
Insurance Herald (Calcutta). — 1940-41: 1949-50.
Journal of the American Statistical Association (New York). — 1941 a 1949.
Journal (The) of the Anthropological Society of Bombay. — 1946 a 1948.
Journal of the Royal Anthropological Institute. — London, 1938 a 1944.
Journal of the Royal Statistical Society (London). — 1941 a 1948.
Journal of the Royal Statistical Society (Supplement to the, London). — 1941, 1946.

Kyoto University Economic Review (Kyoto). — 1941.
Kansallis - Osake - Pankki. — Economic Review, Helsinki, 1949.
Lingnan Science Journal. — Canton (Cina), 1935 a 1945.
London e Cambridge Economic Service - Monthly Bulletin, London. — 1939 a 1949.
London e Cambridge Economic Service - Special Memorandum. — 1947.
Man. — London, 1930 a 1949.
Manchester Statistical Society (Transactions, Manchester). — Session 1941-42 a 1947-48.
Memoirs of the American Museum of natural History (New York). — vol. II a VII ; nuova serie vol. I.
Memoirs of the Peabody Museum of Archaology and Ethnology Harvard Universy Cambridge, Mass .(U.S.A.). — Vol. I a V ; VII a IX.
Milbank Memorial Fund Quarterly Bulletin. — New York, 1923 a 1949.
Monthly Bulletin (**Bank of Finland**). — Helsinki, 1946 a 1949.
Monthly Bulletin (**Norges Bank-Bank of Norway**). — Oslo, 1948-1949.
Monthly Bulletin of the National Bank of Hungary (Budapest). — 1947 a 1949.
Monthly Bulletin of Statistics (Stat. Off. United Nations, New York). — 1947 a 1949.
Monthly Review (Federal Reserve Bank of Boston). — 1941, 1946 a 1949.
Monthly Vital Statistics Bulletin (Washington). — 1941-42 a 1949-1950.
Montly Vital Statistics Review (Albany). — 1941 a 1945.
Nature (London). — nn. 4014-4105, 1946 a 1949.
National Debt Series (Committee on Public Debt Policy). — New York, 1946 a 1948.
Newsletter (The Twentieth Century Fund). — New York, 1946-48.
Oceania-Sydney (Australia). — 1934 a 1947.
Oxford Economic Papers (Univ. of Oxford) - Oxford (Inghilt.) — 1938 a 1942 ; 1945, 1947
Pacific Affairs (New York). — 1941 a 1946.
Papers of the Peabody Museum of American Archaeology and Ethnology - Harvard University - Cambridge, Mass (U.S.A.). — Vol. I a XXIV ; vol. XXVI a XXVIII ; vol. XXXI a XXXII, XXXV.
Psycometrika (Chicago). — 1941 a 1949.
Public Healt report (Washington). — 1941 a 1947.
Review of economic and Statistics (The) (Cambridge). — 1941 a 1949.
Review (The) of economic statistics - Cambridge, Mass. 1948-49.
Review (The) of economic Studies (Londra). — 1944-45 a 1947-48.
Rural Sociology (Baton Rouge). 1941 a 1949.

Sankhya' (The Indian Journal of Statistics - Calcutta). — 1940-41 a 1946 - 47.
Sociological Review (The). (London). — 1939 a 1946.
Statistical Bulletin (Metropolitican Life Insucance Co) (New York). — 1941 a 1949.
Statistical Bulletin (The National Bank of Iceland). — 1947.
Statistical Bulletin (Reykjavik). — 1941 a 1949.
Statistical Monthly (The) (Nanking). — 1948.
Statlab Review (Ames-Jowa) 1947 a 1949.
Sudan Notes and Records - Khartoum (Sudan). — vol. XVII a XXIV ; vol. XXIX.
Survey of Current Business - Washington. — 1949.
Think (New York). — 1946 a 1949.
Training School Bulletin - Vineland, New Jersey, U.S.A. — 1938 a 1949.
Transaction Actuarial Society of America (New York). — 1941 a 1948.
University of California Publications. Anthropological Records-Berkeley. — voll. I a XI (1937 a 1948).
University of California Publications in American Archaeology and Ethnology. — Berkeley, voll. 34 a 44.
University of California Publications in culture and Society - Berkeley. — Los Angeles, voll. I e II (1945-48).
University of California Publications in Political Science - Berkeley - Los Angeles — Vol. I, nn. 1, 2, 3 (1943).
University of California Publication in Zoology - Berkeley — vol. 31 a 49 ; vol. 51 e 53.
University of Queensland - Papers of Biology - Brisbane (Australia). — voll. I (1937 a 1939 ; vol. II (1946 a 1948).
University of Queensland - Macrossan Lectures - Brisbane (Australia). — 1938, 1939, 1945, 1948.
University of Queensland - The John Thomson Lecture - Brisbane. — 4 pubblicaz.
University of Queensland - «Institute of Accountants » - Research Lecture - Brisbane. — 1 pubblicaz.
University of Queensland - Papers - Faculty of Law - Brisbane. — 1947 vol. I, n. 1 e 2.
Vital Statistics - Special Reports (Washington). — 1941, 1945.
Weekly Mortality Index (Washington). — 1941 a 1949.

Archiv fur Anthropologie und Volkerforschung - Berlin e Braunschweig. — B. XXVI a XXVIII,, 1940-42.
Archiv fur Bevölkerungswissenschaft und Bevölkerungspolitik. — Leipzig, 1933 a 1942.
Archiv für mathematische Wirtschafts und Sozialforschung - Stuttgard und Berlin. — 1941, 1942.

Archiv fur Rassen und Gesellschaftsbiologie. — 1941 a 1943.
Deutsche medizinische Wochenschrift - Leipzig. — 1939 a 1943.
Deutsche statistisches Zentralblatt - Leipzig. — 1940 a 1943.
Deutsche tuberkulose Blatt - Leipizig. — 1939 a 1943.
Deutsche (Die) Volkswirtschaft. — 1943.
Der Erbartz - Leipizig. — 1940 a 1943.
Economisch - Statistische Berichten - Woensdag. — 1941.
Forschungen und Fortschritte - Berlin. — 1941 a 1949.
Halbjahrsberichte zur wirtschaftslage (Scriften des Inst. fur Konjunkturforschung). — Hamburg, 1943.
Kieler Vorträge - Kiel. — 1941, 1942.
Kyklos - Bern - 1947 e 1948.
Mitteilungen der anthropologischen Gesellschaft in Wien. — 1939 a 1941.
Monatsbericht (poi **Bulletin Mensuel**) (Schweizerische Nationalbank) Zurich. — 1940 a 1943.
R.A.K. - Berlin. — 1940 e 1941.
Monatsberichte des Osterreichischen Inst, für Konjunkturforschung. — 1941-42, 1942-43.
Monatsberichte der Ungarischen Nationalbank. — 1942.
Monatsberichte der Ungarischen Nationalbank - Budapest. — 1942-1943.
Nationalbank fur Bohmen und Mahren in Prag. Monatsbericht Mesioni Zpra - Prag 1939 a 1941.
National Wirtschaftsordung und Grossraumwirtschafte. Berlin.
Nova Acta Leopoldina - Halle (Germania). — 1932 a 1942.
Das Reich (Berlino). — 1941, 1942.
Statistische Monatsbericht - (Bulgarische Nationalbank) - (in bulgaro e tedesco).
Statistische Vierteljahresschrift - Wien. — 1948 e 1949.
Sudost Echo - Wien. — 1942 e 1943.
Sudost Economist - Budapest. — 1941 a 1943.
Vierteljahrshefte zur Konjuncturforschung - Berlin. — 1937 a 1942.
Weltwirtschaftliches Archiv - Kiel. — 1934 a 1942.
Wirtschaftsdienst - Hamburg. — 1942 e 1943.
Wirtschafts und Sozialberichte (Berlino). — 1942 e 1943.
Wirtschaft und Statistik - Berlin. — 1942 a 1943.
Wirtschaft und Statistik (Sonderhefte). — 1941.
Wochenbericht des deutschen Instituts für Konjunkturforschung (Berlino), 1942.
Zeitschrift fur Altersforschung - Halle.
Zeitschrift fur Rassen - Physiologie - München. — 1938 a 1943.
Zeitschrift fur Rassenkunde - Stuttgart. — 1938-1942.
Zeitschrift fur sachsischen statistischen Landesamtes - Dresden (Germania). — 1926 a 1940.

Agronomia Lusitana (Alcobaça). — 1941 a 1946.
Agronomia Lusitana - Lisboa. — 1939 a 1941.

America Indigena - Mexico. — 1944 a 1949.
Anales de la Academia de ciencias economicas (Buenos Aires). — 1946 e 1947.
Anales de Economia y Estadistica (Bogotà). — 1941 e 1945.
Anales de Economia - Madrid. — 1946.
Anales de Economia y Estadistica - Bogotà (Colombia). — 1945.
Anales de Economia y Estadistica - Bogotà (Colombia). — Dal tomo Iº al 1948.
Anuario de Comercio Exterior - Bogotà. — 1946.
Anuario demografico. — 1937 a 1947.
Anuario Estaditico. — 1938 a 1947.
Anuario Estadistico das Contribuicoes e Impostos. — 1938 a 1947.
Anuario Estadistico do Imperio Colonial. — 1943, 1945 e 1946.
Anuario Estadistico - Madrid. — 1942 a 1944.
Anuario Estadistico del Perù - Lima. — 1944 e 1945.
Anuario Generale de Estadistica - Colombia. — Bogotà, 1946.
Banco de la Nacion Argentina - El Banco de la Nacion Argentina en su Cincuentenario - Buenos Aires. — 1941.
Banco de la Nacion Argentina - Annual report e suplemento Estadistico dal 1941 al 1948.
Boletin (Dir. Gen. Invest. Estadistica y Censos) **(Santa Fè).** — 1948.
Boletin Banco Central de Reserva del Perù (Lima). — 1941 a 1949.
Boletin Banco Central del Ecuador (Quito). 1941, 1946 a 1949.
Boletin Comercial - Lisboa — 1942, e 1943.
Boletin Estadistico - Ist. Brasileiro de Geogr. e Estadist. Rio de Janeiro. — 1948.
Boletin Estadistico (Dept. Nac. do Café) **(Rio de Janeiro).** 1947.
Boletin Estadistico (Inst. Brasileiro de Geografia e Estadistica) **(Rio de Janeiro).** — 1944 a 1948.
Boletin Estadistico (Bol. Mensual de Estad. Agropecuaria) (Buenos Aires), 1941 a 1946, 1948.
Boletin de Estadistica - Madrid. — 1942, 1945 a 1949.
Boletin de Estadistica Peruana - Lima, 1946 a 1948.
Boletin de Estadistica - Madrid. 1939 a 1943 ; 1945 a 1949.
Boletin de Estadistica - Madrid, 1941 a 1949.
Boletin de Hacienda - Suplemento Revista de Indices economicos. — Montevideo (Uruguay). — 1946 a 1949.
Boletin Indigenista - Mexico. — 1944 a 1949.
Boletin de Informacion (Instituto de Cultura Hispanica), Madrid, — 1947.
Boletin dell'Instituto Psicopedagogico Nacional - Lima (Peru). — 1946 a 1948.
Boletin Mensual - Banco central de Chile - Santiago de Chile. — 1914 a 1949.
Boletin Mensual - Banco central del Ecuador - Quito. — 1946 a 1949.

Boletin mensual - Banco central de Reserva del Perù - Lima. — 1948 e 1949.
Boletin Mensual - Instituto Nacional de Prevision Social - Buenos Aires. — 1947.
Boletin de la Sociedad Mexicana de Geografia y Estadistica - (Mexico). — Tomi 54 a 63, 1941 a 1947.
Boletin - Secretaria tecnica de la Gobernacion - Direc. Gen. de Investigaciones - Estadistica y Censos de la prov. de Santa Fè (Rep. Argentina). — Santa Fé, 1947 e 1948.
Boletin da Superintendencia dos servicos do Café (Sao Paulo). — 1947 e 1948.
Centro de Estudos Demograficos. — Nn. 1 a 5.
Centro de Estudos Economicos - Revista . — nn. 2 a 7.
Centro de Estudos Demograficos - Revista . — Inst. Nac. de Estadistica - Lisboa, 1945, 1948.
Centro de Estudos Economicos - Revista. Inst. Nac. de Estadistica. - Lisboa, 1945, 1946 e 1948.
Comercio de Cabotagem Pelo Porto de Santos (Sao Paulo). — 1941 a 1943.
Comercio Exterior Ecuatoriano (Banco Central de Ecuador) (Quito). — 1947 a 1949.
Conjuntura Economica - Rio de Janeiro. — 1947 a 1949.
Cuadernos de Estadistica - Quito (Ecuador). — 1945.
D.N.C. (Departamento Nacional do Café) - Revista - Rio de Janeiro, — 1941 a 1946.
Departamento de Estadisticas Sanitarias (Ministerio de la Gubernacion) - Madrid. — 1942 a 1949.
Estadistica dos Acidentes de Trabalho. — 1939.
Estadistica Agricola (Inst. Nac. de Estadistica) Lisboa, 1943 a 1947.
Estadistica Comparativa das Recetas e Despetas Publicas. — 1931 a 1938.
Estadistica de Educacao (Inst. Nac. de Estadistica) Lisboa, 1940-1941, 1946 a 1947.
Estadisticas Financeiras, 1947.
Estadistica Industrial (Inst. Nac. de Estadistica) Lisboa, 1943 a 1947.
Estadistica Judiciaria. — 1937 a 1942; 1944.
Estadistica da Organizacao Corporativa (Inst. Nac. de Estadistica) Lisboa, 1938 a 1947.
Estadistica do Comercio do Porto de Santos com os Paizes Estrangeiros (Sao Paulo), 1943 e 1944.
Estadistica Panamena (Estrella de Panama), 1946 a 1948.
Eugenesia (Mexico), 1941 a 1946.
Imperio Colonial. — 1941 a 1948.
Impulsor (El) Bibliografico (Mexico), 1945 a 1948.
Indices ponderados de Precios - Madrid, 1945.
nformaciones Estadistical Agropecuarias (Buenos Aires), 1941 a 1943.

Investigacion Economica, Mexico, 1947.
Noticiero Espanol - Madrid, 1946 a 1949.
Primer Censo industrial de Colombia. Bogotà — 1945.
Revista de la Academia Colombiana de Ciencias Exactas, fisicas y naturales (Bogotà). — 1941 a 1947.
Revista del Banco de la Nacion Argentina (Buenos Aires), 1941 a 1945.
Revista del Banco de la Republica de Bogotà (Bogotà), 1947 a 1949.
Revista Basileira de Estadistica - Rio de Janeiro. 1940 a 1948,
Revista de Economia Continental (Mexico), 1947 e 1948.
Revista de Economia (Lisbona), 1948.
Revista de Estadistica Municipal de la Ciudad de Buenos Aires (Buenos Aires), 1941 a 1947.
Revista da Facultad de Ciencias (Cimbra), 1941 a 1948.
Revista de la Facultad de Ciencias Economicas (Universitad de Buenos Aires). Buenos Aires, 1948.
Revista del Instituto de Antropologia de Tucuman (Universidad Nacional del Tucuman) **Tucuman** (Argentina). — 1938 e 1939.
Revista do Instituto de Café de Estado de Sao Paulo (Sao Paulo) 1941 a 1945.
Revista Internacionales de Sociologia (Madrid), 1943 a 1948.
Revista Mexicana de Sociologia (Mexico) 1946 a 1948.
Situaçao Bancaria. — 1939 al 1946.
Trabajo e prevision social (Mexico), 1941 a 1947.
Trimestre (El) **Estadistico del Ecuador** (Quito), 1945 a 1947.

Analele Institutului Statistic al Romaniei - Bucuresti, 1942, e 1945.
Aktiebolaget Svenska Handlsbanken - Stokholm, 1945 a 1948.
Brojitbeni Izvjestaj (Zagreb) 1942.
Buletin Eugenic Si Biopolitic (Institutul de Igiena Sociala)) Cluj (Romania), — 1927 a 1946 (giugno).
Buletinul Demografic al Romaniei (Bucuresti), 1941 a 1948.
Buletinul Institutului Economic Romaniei (Bucarest), 1941. a 1948.
Comunicari Statistice (Institutul Central de Statistica) (Bucuresti), 1945 a 1948.
Croatia (Zagabria). — 1942.
Za Dom (Zagabria). — 1942.
Etnologiska Studier - Goteborg (Svezia) - (dal 1937 annessa: « Etnografiska Andenlingen »), 1935 a 1945, 1947.
Geografisk Tidsskrift - Kobenhavn (Danimarca), 1938 a 1947.
Hereditas - Lund (Svezia), 1920 a 1945 ; 1947 a 1949.
Index Stokholm, 1941 a 1949.
Industriforbundets Meddelanden - Stokholm, 1941 a 1945.
Insemnari Sociologice - Cernauti (U.R.S.S), 1937 a 1940.
Magyar (A) **Gazdasagkutato Intezet** - Budapest, 1929 a 1943.
Magyar Statisztikai Szemle - Budapest, 1941 a 1948.

Manedsoppgaver over vareomsetningen Med Utlandet (Bulletin mensuel du Commerce exterieur) - Oslo, 1948.
Meddelanden fran Konjunkturinstitutet - Stockholm, 1938 a 1949.
Openbare Financien (N. Samson N.N.), 1948 e 1949.
Pankkitilasto (Finlandis Off. Statist.) (Helsinki), 1946 e 1947.
Revista de Igiena Sociala - Bucarest, 1945 a 1943.
Sociologika Revue - Brno (Moravia), 1930 a 1940 ; 1946 a 1948.
Skandinavisk Aktuarietdiskrift - Djursholm (Svezia), 1941 a 1943.
Sosiaalinen Aikakauskirja (Sosiaaliministerion Julkaisema) - Helsinki, 1934 a 1943 ; 1945 a 1948.
Statistika - Sofia, — 1947 e 1948.
Statisztikai Havifuzetei (Budapest) 1941 a 1943.
Statistische Meddelelser (Oslo) 1941 a 1949.
Statistika Oversikter - Helsinki, 1946 a 1949.
Tijdschrift Voor Economie en Sociologie - Louvain (Belgio) 1936 a 1939.
Tilastokatsauksia (Kelsinki), 1942 a 1949.
Ulkomaankauppa (Ia) (Helsinki), 1942 a 1949.
Ulkomaankauppa (Ia) Vuosijulkaisu (Helsinki), 1945 e 1947.
Utrikeshandel (Finladia Officiella Statistik) Helsinki. — 1948.
Vinos Vinas y Frutas (Buenos Aires), 1941.

Libri, Annuari, Opuscoli, Estratti, ecc. **Livres, Annuaires, Brochures, Extraits, etc.**

Books, Yearbooks, Pamphlets Reprints, etc. **Bücher, Jahrbücher, Broschuren, Separatabdrücke, usw.**

Libros, Anuarios, Folletos, Extractos, ccc.

AGRICOLTURA

ASTENGO G., BIANCO M. — *Agricoltura e Urbanistica.* Torino.

BAIR R. A. — *Climatological Measurements for use in the Prediction of Maize Yield,* « Ecology », vol. 23, n. 1, Jan. 1942, Ames-Iowa, U. S. A.

ALBERTI S. — *Prospettive autarchiche nel settore della produzione dell'olio di oliva,* « I Quad. di prospettive autarchiche », A. II, n. 6, 1941.

BORZINI G., PIROVANO A. — *La peronospera della vite e l'oidio - Nuove esperienze pratiche di lotta,* « Italia Agricola », n. 10, ott. 1947, Roma.

BROEK J. O. M. — *Climate and Future Settlement.* (Yearb. Sep. n. 1797 of the 1941 Yearb. of Agriculture), U. S., 1942.

CAMARA A. — *Agentes fisicos no « melhoramento de plantas »,* « Rev. Agronomica », 1944, III, 13-20, Lisboa, 1945.

DAVIS F. E. e PALLESEN J. E. — *Effect of the amount and distribution of rainfall and evaporation during the growing season on yields of corn and spring wheat,* « Journ. of Agric. Res. », vol. 60, n. 1, Jan. 1, 1940 Washington.

DONNA G. — *Lo sviluppo storico delle bonifiche e dell'irrigazione in Piemonte - (dalle origini ai nostri giorni).* Torino, 1939.

EASTERBY J. H. — *The South Carolina Rice Plantation - As revealed in the papers of Robert F. W. Allston.* Chicago 1945.

FOULON L. A. — *El tambo en la zona de abastecimiento de leche a la ciudad De Rosario de Santa Fe. Costo de produccion,* Univ. de Buenos Aires. Fac. de Agronomia y Veterinaria, Buenos Aires, 1948.

GARCIA-MATA R. — *Algunos Aspectos de la Avicultura en Estados Unidos.* Univ. de Buenos Aires, Fac. de Agronomia y Veterinaria, Inst. de Economia y Legislacion Rural. T. I, Fasc. III, Buenos Aires, 1939.

GINI G. — *Della coltivazione del granoturco consociato con altre piante.* Motta di Livenza, 1944.

HAK D. V. — *L'aumento della produzione cerealicola - Produzione laterizia della regione di Kiev.* Kiev, 1940.

HALE J. K. — *Soybeans in the Diet.* Univ. of Tennessee, Agric. Exp. Station Knoxville, Circ. n. 74, Apr. 1941 - July 1942.

HERNOD T. — *The forest Sweden's greatest natural asset*, suppl. to « Svenka Handelsbanken's Index », June 1939.

HEROIU T. — *Le foreste della Romania*, Bucarest 1943.

HOMEGER P. G., CLEM M. A., FEDERER W. T. — *Punched card and calculating machine methods for analyzing lattice experiments including lattice squares and the cubic lattice*, Agric. Exp. Station, Iowa State College of Agric. and Mechanic Arts., Stat. Sect. Res. Bull. 347, Apr. 1947, Ames-Iowa U. S. A.

HOUSEMAN E. E. e F. E. DAVIS. — *Influence of distribution of rainfall and temperature on corn yields in western Iowa.* « Journal of Agric. Res. », vol. 65, n. 12, Washington, Dec. 15, 1942.

HUNT R. L. — *Farm Management in the South.* Danville, Ill. (U. S. A.) 1942.

INCHAUSTI D. — *Producion y Comercio de Carnes en el Brasil.* « Rev. de la Fac. de Agronomia y Veterinaria ». Entrega III. T. VIII, Buenos Aires, Nov. 1937.

KELLER K. R. — *Evaluation of some morphological characters of corn in respect to their use in forecasting yield.* « Journ. of the Amer. Soc. of Agronomy », vol 34, n. 10, Oct. 1942.

LANDAUER W. — *Shall we lose or keep our plant and animal stocks*, University of Connecticut, Storrs. Conn. « Science », May 18, 1945).

LEIGHLY J. — *Settlement and Cultivation in the Summer-Dry Climates* « Climat and Man ». Yearb. Sep. n. 1794, Yearb. of Agric. U. S. 1942.

MILLER C. D., ROSS W., LOUIS L. — *Hawaiian - Grown vegetables proximate composition ; calcium, phosphorus, total iron, available iron and oxalate content*, Tec. Bull. n. 5 - March 1947, Univ. of Hawaii, Agric. Exp. Station.

MOERS C. A. — *Effects of Planting Soybeans and Cowpeas with Corn.* Univ. of Tennessee, Agric. Exp. Station, Knoxville, Circ. n. 13, March 1917 - Sept. 1942.

MONTI A. — *La bonifica dell'Agro Romano e la lotta contro la malaria nel pensiero e nell'azione del Conte Luigi Torelli*, Milano, 1941.

HOLMBERG S. A. — *Fran Sojaväxtförädlingen vid flskeby.* Sartryck Kungl. Landtbruksakademiens Tidskrift, Arg. LXXXV, 1946.

PIROVANO A. — *Ibridi di pruni con peschi.* « L'Italia Agricola », n. 10, Ott. 1941, Roma, 1942.

ID. ID. — *Induzione di precocità ed anomalie in meli innestati su soggetti adulti a maturazione precoce.* « L'Italia agricola », n. 12, Dic. 1941, Roma, 1942.

ID. ID. — *Su un espediente per mettere a frutto i peri da seme.* « Annali d. speriment. Agraria », Roma, 1948. n. s., vol. II, n. 1.

POST K. e SEELEY J. G. — *Automatic watering of greenhouse crops.* Columbia Univ. Bull. 793, March 1943, Ithaca-New York.

PUPPO A. — *Saggi di Biometeorologia e Biomatematica Vegetale - (Il clima e la vite a Conegliano).* « Boll. d. Soc. Venez. di Storia nat. e del Museo Civico di Storia Nat. » vol. II, n. 3, Venezia, 1941.

RALSTON N. P., COWSERT W. C., RAGSDALE A. C. e altri. — *The Yeld and Composition of the Milk of Dairy Cows and Goats as influenced by thyroxime.* Univ. of Missouri. College of Agric. June 1940. Bull. 317, Columbia Missouri.

RAMOS A. — *Las culturas negras en el Nuevo Mundo.* Mexico, 1943.

Reid Ira De A. e Raper A. F. — *Share croppers All.* Chapel Hill (North Carolina), 1941.

Ricasoli L. — *L'Istituto italiano della vite e del vino.* « La Terra » n. 50, 22 Dic. 1946, Firenze 1947.

Zon Raphael. — *Climate and the Nation's Forest.* « Climate and Man », Yearbook, Sep. n. 1812 of the 1941. Washington, 1942.

ALIMENTAZIONE

Atzler E. — *Der Energiebedarf der Arbeiter und der Athleten.* Roma, Acc. d'Italia, 1938.

Bacharach A. L. and Rendle Th. — *The Nation's Food.* London, 1946.

Bauly S. — *Nutritional inquiry.* Jerusalem, 1943.

Boyd O. J. — *Nutrition and the Family.* « Rebuilding Family Life in the post-war world », pag. 40.

Cumming R. O. — *The american and his food - A history of Food Habits in the U. S.* Chicago, Ill., 1940-41.

Davis A. — *Vitality Through Planned Nutrition.* New York, 1942.

De Castro J. — *La alimentacion en los tropicos.* Mexico, 1946.

Harper F. A., Pearson F. A. — *The World's Hunger.* Ithaca-New York, 1945.

Mac Cance R. A. e Widdowson E. M. — *The Chemical Composition of Foods.* London, 1946.

Id. Id. — *An Experimental Study of Rationing.* Privy Council-Medical Res. Council, Spec. Rep. S. n. 254. London, 1946.

Malcovati P. — *Alimentazione e funzioni di maternità.* « Atti del Conv. per Studi di Assist. Soc. ». Milano, 1947.

Miller C. D.-Lonis L.-Yanazawa K. — *Food used by Filipinos in Hawai.* Univ. of Hawaii, Agric. Exp. Station, Bull. 98, Honolulu-Hawai, 1946.

Platt B. S. — *Tables of representative values of foods, commonly used in tropical countries.* Privy Council-Medical Res. Council-Spec. Rep. S. n. 253, London, 1945.

Ponzi E. — *Risultati di un'indagine sull'alimentazione delle gravide nel parmense.* « Difesa Sociale », Riv. Mens. dell'I.N.F.P.S., n. 5, 1941.

Price W. A. — *Nutrition and physical degeneration - A comparison of primitive and modern diets and their effects.* Los Angeles, 1945.

Perilli G. — *Nuovi orizzonti nel campo delle vitamine.* « Difesa sociale », 1942.

Scheunert A. — *La recherche et l'étude des vitamines au service de l'alimentation nationale.* « Etat et Santé », Paris, 1942.

Food and Agriculture Organization. — *Food and Agriculture Statistics.* « Bull. de l'Alimentation et de l'Agriculture », vol. I, March 1948, n. 3, Washington.

ANTROPOLOGIA

Alberti S. — *Variazioni nel tempo della forma del cranio.*

Antlauf M. — *Rassenkundliche Erhebungen im Kreise Brieg.* « Rasse Volk Erbgut in Schlesien ». H. 14, Breslau, 1941.

Baloch B. e J. Memes. — *Polydactyly and Syndactyly.* « Acta Antropobiologica ». Publ. Inst. Anthropol. Musei Historico-Naturalis, Budapest, n. 2, 1947.

Birket-Smith K. — *Anthropological observations on the centrale Eskimos.* Rep. of the Fifth Thule Exped. 1921-24. The Danish Exped. to Artic North Amer. in charge of Knud Rasmussen. Vol. III, n. 2, Copenhagen, 1940.

Boldrini M. — *Sull'antropologia e la demografia degli Albanesi.* « Principi di Economia Albanese », Padova, 1940.

Bonarelli G. — *Sempre in materia di classificazioni antropologiche.* « Ultima Miscellanea » 1-3, A. 1944, Gubbio.

Bröste K. — *The mediaeval Norsemen at Gardar - Anthropological investigation.* « Meddelelser om Gronland udgivne af Kommissionen for videnskabelige undersogelser i Gronland » Bd. 89, n. 3 ; Res. into norse culture in Greenland. Kobenhavn, 1944.

Cevidalli A. — *Nuove ricerche per lo studio antropologico della mano.* « Sperimentale ». Arch. di Biologia norm. e patol., fasc. I, p. 9; Fasc. II, p. 6, Firenze, 1908.

Id. — *Sulle linee papillari delle dita della mano.* Modena, 1906.

Chatterjee A. e Tarakchandra D. — *The Hos of Seraikelld,* P. I. « Anthropological Papers », n. s., n. 1, Univers. of Calcutta, 1927.

Cipriani L. — *Ricerche antropologiche sulle genti africane.* Vol. V. Miss. di Studio al lago Tana, Roma, R. Acc. d'Italia, 1940.

Coon Stevens Carleton. — *The Races of Europe.* New York, 1939.

Daenicke I. — *Rassenkunde des Kreises Lowenberg.* « Rasse Volk Erbgut in Schlesien » H. 13, Breslau, 1940.

Dantschakoff V. — *Der Aufbau des Geschlechts beim höheren Wirbeltier* Jena, 1941.

Davis A., Burleigh B. G. e Mary R. G. — *Deep South - A Social Anthropological Study of Caste and Class,* Chicago, 1941-46.

Dos Santos Junior J. R. — *Contribuçao para o estudo da Antropologia de Maçambique - Algunas tribos do distrito de Tete.* Mem., Rep. Portuguesa, Min. das Colonias, s. Antropol. e etnologica II., Porto, 1945.

Fischer E. — *Neue Rehobother Bastardstudien - II Fertführung und Ergän zungen der Sippentafeln.* « Zeitschr. für Morphol. und Anthropol. », B. XL.

Fischer - Moller K. — *The mediaeval norse settlements in Greenland - Anthropological investigations.* « Meddelelser om Gronland udgivne Kommissionen for videnskabelige undersogelser Gronland » Bd 89, n. 2 Res. into norse culture in Greenland, Kobenhain, 1942.

Gan J. K. — *Os Malare bipartitum in Bengali Crania.* « Anthropological Papers ». n. s., n. 4, Univ. of Calcutta, 1935.

Geipel G. — *Die Verteilung der Fingerleistenmuster und die homologe Konkordanz bei ein-und zweieigen Zwillingen* « Zeitschr. f. Morphol. u. Anthropol. », 1942, Bd. XL. H. 1.

Giuffrida Ruggeri V. — *Contributo all'antropologia fisica delle regioni danubiane e dell'Asia anteriore.* « Arch. per l'Antropol. e l'Etnografia », 38° vol., 1908.

Id. — *I dati craniologici sull'Albania e due crani albanesi inediti.*

Goldenweiser A. — *Anthropology - An Introduction to primitive culture.* New York, 1942.

Hahn Th. — *Die rassische Zusammensetzung der Landbevölkerung des Kreises Ratibor.* « Rasse Volk Erbgut in Schlesien », H. 12, Breslan, 1941.

Ionesco E. e Necrasov O. — *Observations anthropologiques dans quelques écoles primaires de Iasi.* « Rev. Medico-Chirurgicale de la Soc. des Médicins », A. XLIX, n. 3-4, Iasi, 1938.

Kroeber A. L. — *Antropologia general.* Mexico, 1945.

Landra G., Gemelli A., Banissoni F. — *Antropologia e Psicologia.* « Enciclop. scient. monogr. Ital. del XX° sec., s. II, n. 3, Bompiani, 1940.

Mahalanobis P. C. — *Analysis of Race mixture in Bengal.* « Journal and Proceed. Asiatic Soc. of Bengal ». n. s., vol. XXIII, 1927, n. 3, 1928.

Mendes Correa A. — *A Escola Antropologica portuense.* Porto-Università. Ist. de Antropologia, Lisboa, 1941.

Id. — *Timor Português - Contribuiçoes para o sen Estudo Anthropologico.* Rep. Portuguesa, Min. das Colonias, Mem., S. Anthropol. e etnologica, I, Lisboa, 1944.

Midulla C. — *Antropologia fisica,* III ed., Roma, 1940.

Nadel S. F. — *The Nuba - An Anthropological study of the hill tribes in Kordofan.* London-New York-Toronto, 1947.

Nahalano P. C. — *Anthropological observations on the Anglo-Indians of Calcutta.* « Rec. of the Indian Museum », vol. XXII, P. II, Feb. 1931, Calcutta.

Necrasov O. — *Etude anthropologique de la Moldavie et de la Bessarabie septentrionales,* Bucarest, 1941.

Id. — *Contributions à l'étude anthropologique des Houtzoules et considerations sur l'origine de ce groupement ethnique,* Iasi, 1943.

Id. — *Observari Anthropologice la copanca.* « Bul. Inst. Soc. Roman din Basarabia », vol. II, 1938, Chisinau, 1939.

Id. — *Le problème de l'origine des Gagaouz et la structure anthropologique de ce groupement ethnique,* S. L. 1940.

Id. — *Recherches anthropologiques dans le Nord-Est de la Roumanie.* Iasi, 1940.

Parenti R. — *Contributo alla conoscenza della craniologia del Fezzan,* « Archiv. per l'Antropologia e l'Etnologia ». Vol. LXXIII, A. 1943. Firenze, Università, Ist. di Antropologia.

Id. — *Gli angoli di torsione e deviazione delle ossa dell'arto inferiore dell'uomo e loro rapporti reciproci,* id., id., vol. LXXVI.

Piebenga Haring Tjitte s. — *Uber das Hautleistensystem der Bevölkerung der Insel Urk.* « Zeitschr. f. Morphol. u. Anthropol. », 1942, Bd. XL. H. 1.

Pierson D. — *Negroes in Brazil - A Study of Race Contact at Bahia.* Chicago Ill., 1942-44.

Raychaudhuri Tarakchandra. — *The Khasis.* « Anthropological Papers ». n. s., n. 4, Univ. of Calcutta, 1935.

Rosa (de) A. — *Caratteri antropologici - Contributo all'interpretazione dei dati morfologici e metrici in antropologia,* Napoli S. d.

Sarmento A. — *O Negro de Menongne. Notas antropol. e etnograficas,* Lisboa, 1945.

Sauter M. R. — *Documents anthropologiques du Valdis ancien,* « Bull. de la Murithienne », Soc. valaisaune de Sc. nat., Fasc. LXI, 1943-44.

Id. — *Les races brachycéphales du Proche-Orient, des origines à nos jours,* « Arch. suisses d'anthropol. génér. », Tome XI, n. 1, 1945.

Schaeuble J. — *Eine rassenbiologische Vergleichsuntersuchung an Schwarzwaldern aus Kokenwald und rumänischem Banat.* Freiburg, 1941.

Schlaginhaufen O. — *Anthropologia helvetica* - A) *Textband* - B) *Atlas,* Zürich, 1946.

Id. — *Skulls from Northwestern Siam.* « Amer. Journ. of Phys. Anthropol. », vol. XXVI, March, 1940, Philadelphia.

Schreiner A. — *Anthropologische Lokaluntersuchungen in Norge.* Anatomischen Inst. der Univ., Oslo, 1932.

Seltzer C. — *Contributions to the Racial Anthropology of the Near east based on data collected by Henry M. Huxley.* « Papers of the Peabody Museum of Amer. Archaeology and Ethnology », Harward Univ., vol. XVI, n. 2, Cambridge, Mass. U. S. A. 1940.

Serra J. A., Queroz L. A. — *Contribuçoes para o Estudo da Antropologia Portuguesa - XX - As Proporçoes e a assimetria dos membros nos portuguesos,* vol. IV, Fasc. 4°, Coimbra, 1943.

Skerlj B. — *Antropolosko delo v zadnji treh letih.* « Ponatis iz Zbornika Prirodoslovnega drustva », Zvezeck 2, 1941.

Tarnoczy T. H. — *Physical characteristics of speech sounds and some aspects of their anthropological relations.* « Acta Anthropologica ». Publ. Inst. Anthropol. Musei Hist. Nat. Budapest, n. 1, 1947.

Trevor J. C. — *Some Anthropological Characteristics of hybrid populations* « Eugenics Review », vol. XXX, n. 1.

Verschuer (von) O. — *Anthropologie der Gross stadt.* « Biologie der Grossstadt », 10 Maj 1940, Leipzig e Dresden.

Vogel H. — *Rassenuntersuchungen im Kreise Hirschberg.* Rasse Volk Erbgut in Schlesien, H. 6, Breslau, 1942.

White L. A. — *The pueblo of Santa Ana, New Mexico.* « Amer. Anthropologist », n. s., vol. 44, Oct.-Dec. 1942, n. 4, P. 2, Mem. S. of the Amer. Anthropol. Ass. n. 60.

Willems E. — *A Acultaraçao dos Alemaes no Brasil - Estudo antropologico dos imigrantes alemaes a seu descendentes no Brasil,* Sao Paulo, 1946.

Consejo Sup. de Investig. Cientificas. — *Trabajos del Inst. « Bernardino de Sahagun » de Antropol. y Etnologia,* Voll. I e II, Madrid, 1945-46.

Imp. Univ. of Tokyo. — Journal of the Faculty of Science - *Anthropology,* Vol. I, P. I, Tokyo, Univ., Sect. V, 1925.

Ist. Panamer. de geogr. e hist. — *Bol. Bibliogr. de Antropol. Americana.* Vol X, 1947, Mexico, 1948.

ANTROPOLOGIA CRIMINALE

Di Tullio B. — *Antropologia criminale.* Roma, 1940.

Hooton E. A. — *The American Criminal - An Anthropological Study , The native white criminal of native parentage with the collaboration of the Stat. Laboratory of the Div. of Antropology Harward Univ.* Vol. I. Cambridge, Mass., 1939.

ANTROPOLOGIA SOCIALE

Gardner B. B. — *Deep South - A Social Anthropological Study of Caste and Class.* Chicago, 1941-46.

ANTROPOMETRIA

Backman G. — *Die Organische Zeit.* « Lunds Univ. Arsskrift » N. F. Avd. 2 Bd. 35 Nr. 7 Kungl. Fysiografiska Sällskapets Handlingar. N. F., Bd. 50, Nr. 7, Lund, 1939.

Id. — *Methodik der theoristischen Wiedergabe beobachteter Wachstumsserien* Id., Nr. 8.

Id. — *Drei Wachstumsfunktionen (Verhulsts, Gompertz', Backmans).* « Wilhelm Roux' Arch. für Entwicklungsmechanik der Organismen », 1938, B. 1, Berlin, 1938.

Id. — *Gewichtswachstum der Frau.* Id., B. 140, 2, H., Berlin 1940.

Id. — *Relativität des Wachstums.* Id., B. 138, H. 1, Berlin, 1938.

Id. — *Wachstumsuntersuchungen und « Hultkrantzsche Zahl ».* « Kungl. Fysiografiska Sällskapets I Lund Forhandlingar », Bd. 7., Nr. 14, Lund, 1937.

Id. — *Wachstumsdauer und Lebenslänge beim Menschen,* id., Bd. 8, Nr. 10, 1938.

Id. — *Wachstum und Sterblichkeit,* id., N. F. Bd. 50, Nr. 11, Lund, 1939.

Id. — *Wachstumszyklen und phylogenetische Entwicklung,* id., Bd. 49, Nr. 5, 1938.

Id. — *Das Wachstum der weissen Maus,* id., Bd. 50, Nr. 12, Lund, 1939.

Boyd E. — *The growth of the surface area of the human body.* Univ. of Minnesota - The Inst. of child welfare, Monogr. S. n. X, 1935.

Bryn H. e Schreiner K. E. — *Die Somatologie der Norweger,* Anatom. Inst. der Univ. Oslo, 1929.

Courtis S. A. — *Maturation units for the Measurement of Growth.* « School and Society », vol. XXX, n. 777. Nov. 1929, Michigan, 1929.

Id. — *The Measurement of Growth.* S. G. Monogr. n. 1, Detroit, 1930.

Furrjens, Lampe A. — *Kopfmasse und Handmasse von 724 oldenburgischen Schulkindern.* Köln, 1939.

Lagergrants S. — *A contribution to the study of anomalous dentition and its ritual significance in Africa.* Stockholm, 1939.

Lehmann G. e Szakall A. — *Vergleichende anthropometrische und funktionelle Untersuchungen an Jugendlichen.* « Arbeitsphysiologie ». Bd. 11, H. 3, p. IV, Berlin, 1940.

Luzzatto Fegiz P. — *Perimetro toracico e peso in relazione all'età e alla statura in un gruppo di assicurati,* Milano, 1942.

Morf E. — *Körperliche Entwicklung nach Form und Leistung bei Mittelschülern von Aarau.* « Anthropol. Inst. der Univ. Zürich », 1939.

Paglino F. — *Su la legge dell'antagonismo morfologico ponderale.* « Atti d. IV Riun. d. S. I. S. », Spoleto, 1942.

Parenti G. — *Sulla variabilità relativa dei caratteri antropometrici lineari.* « Statistica », Milano, 1946.

Skerlj B. — *Die Körperformtypen des Weibes.* « Acta Neerlandica Morphol. Normalis et Pathologicae », Vol. II, N. 1, 1938, Utrecht.

Id. — *Was ist ein Konstitutionsindex?* « Zeitsch. für Rassenkunde », Jahrg. 1940, Bd. XI, H. 1-2, Stuttgart, 1940.

Szakall A., Lehmann G. — *Vergleichende anthropometrische u. funktionelle Untersuchungen an Jugendlichen.* « Arbeitsphysiologie », Bd. 11, H. 3, P. IV, Berlin, 1940.

Wahlund S. — *The race biology of the Swedish Lapps, P.* II, *Anthropometry of the Swedish Lapps*, Uppsala, 1941.

ARCHEOLOGIA

Bergman F. — *Archaeological researches in Sinkiang.* Stockholm, 1939.

Bonarelli G. — *Elementi toponomastici nella stele pesarese.* « Ultima Miscellanea », 1-2 Ann. 1944, Gubbio, 1944.

Canepa A. — *Sopra un frammento di una lapide recentemente trovata in Sanremo.* « Atti della Soc. Ligure di Storia Patria », Miscellanea Storica, Vol. LXIV, Genova, 1935.

Childe Gordon V. — *Archaeological Ages as technological Stages.* Huxley Memorial Lecture for 1944, London. « The R. Anthropol. Inst, of G. B. and Ireland ».

Olivetti A. O. — *Documenti archeologici dell'Atlantide e ripercussioni nel campo del sapere.* (Recensioni).

Vebaek C. L. — *Inland farms in the Norse east settlement. - Archaeological investigations in Julianehaab district summer* 1939. Appendix. Magnus Degerbol, *Animal bones from inland farms in the east settlement.* (Meddelelser om Gronland undgivne af Kommissionen for videnskabelige undersogelser i Gronland, Bd. 90, n. 1, Kobenhavn, 1943.

ASSICURAZIONI

Amoroso E. — *Osservazioni sullo sviluppo del portafoglio di una compagnia di assicurazioni.* « Atti del II Congr. d. Un. Mat. Ital. », Bologna, 1940.

Id. — *Il premio dell'assicurazione individuale malattie.* « Atti I. N. A. », vol. XIII, Roma, 1941.

Arcoleo F. — *Le problème de l'assurance grêle obligatoire.* « Bull. mensuel de renseign. économiques et sociaux », A. XXXVII, Mars-Avr. 1946, n. 3-4, Inst. Intern. d'Agriculture, Rome.

Berger A. — *Tecnica dell'assicurazione sulla vita umana - L'assicurazione dei rischi normali*, Bologna, 1934.

Berman E. — *Operation of Savings-Bank Life Insurance in Massachusetts and New York.* Washington, 1941.

Bonifacio G. — *Indagine statistica sullo storno dell'assicurazione vita*, « Dodicesimo Congr. Intern. degli Attuari », Lucerna 1940.

Cantelli P. — *I fondamenti matematici della tecnica delle assicurazioni* « Giorn. dell'Ist. degli Attuari », A. XIII, n. 1/4, Roma, 1942.

Cohen W. J. — *Unemployment Insurance and Agricultural Labor in Great Britain*, Washington, 1940.

Coppini M. A. — *Sul concetto di riserva individuale nelle assicurazioni sociali*, « Riv. Int. della protez. sociale », Vol. II, n. 4, Lug.-Ag. 1947.

Dell'Agnola C. A. — *Matematica Attuariale - Teoria delle assicurazioni sulla vita*, Venezia, 1941.

De Meo G. — *Capacità di assorbimento del mercato per le assicurazioni sulla vita.* « Assicurazioni », A. IX, n. 6, INA, Roma, 1942.

Id. — *Sulla mortalità di gruppi di assicurati vita.* « Atti d. INA », Vol. XIII, Roma, 1941.

Doss Shafik. — *Sur l'équation differentielle de la reserve mathématique dans la théorie des assurances sur la vie.* « L'Egypte contemporaine », t. XXXIV, Le Caire, 1943.

Dublin L. I. e Marks H. H. — *The Inheritance of Longevity - A Study Based upon Life Insurance Records,* Fifty-second Annual Meeting of the Assoc. of Life Ins. Medical Directors of America, Oct. 23-24, 1941.

Fanelli G. — *L'aggravamento del rischio nell'assicurazione contro la responsabilità civile del datore di lavoro.* « Assicurazioni », A. VI, Mar.-Apr., Roma, INA, 1939.

Id. — *Ancora sulla validità, sugli effetti e sulla portata della « Insurance clause »,* id., Mag.-Giu. 1939.

Id. — *Le assicurazioni private nella giurisprudenza italiana,* id., A. VIII, 1941.

Id. — *Conclusione ed efficacia del contratto di assicurazione ed emissione della polizza,* id., Mag.-Giu. 1941.

Id. — *Il contratto di assicurazione sulla vita.* « Nuovo Digesto Italiano », Torino, 1939.

Id. — *La decadenza delle assicurazioni.* « Assicurazioni » A. V, Nov-Dic., Roma, INA, 1938.

Id. — *Limiti e condizioni del divieto di pignoramento e di sequestro della somma assicurata,* id., A. VII, Nov.-Dic., 1940.

Id. — *Massimario,* id., A. IX, Nov.-Dic., 1942.

Id. — *Le questioni fondamentali del diritto delle assicurazioni private nella giurisprudenza italiana,* id., A. VII, Lug.-Ott., 1940.

Id. — *Rassegna critica della giurisprudenza italiana sulle assicurazioni private* (1938), id., A. VI, Magg.-Ott. 1939.

Id. — *Termine per il pagamento della somma assicurata ed eccezioni della compagnia,* id., A. X, Gen.-Feb., 1943.

Francioni G. — *Tubercolosi polmonare e assicurazione invalidità,* « Lotta contro la tubercolosi », A. X, n. 9, Sett. 1939.

Fuá G. — *La valutazione monetaria della vita umana - Discussione del problema generale con una applicazione concreta all'assicurazione-vita,* « Statistica », 1945-46, Milano, 1946.

Furlan L. V. — *Die Quantitätsgleichung der Versicherung,* Basel, 1941.

Halperin J. — *Les assurances en Suisse et dans le monde, Leur rôle dans l'évalation économique et sociale,* Neuchâtel, 1946.

Jecklin H. — *Approximierte Prämien gewisser Zusatzversicherungen,* « Mitteilungen der Vereinigung schweizerischer Versicherungsmathematiker », 48 B, 2 - H. 15 Okt. 1948, Bern.

Id. — *On Lidstone's Approximate Premium Formula for Endowment Assurances on two joint Lives,* Inst. of Actuaries Centenary Assembly.

Lah I. — *Die statistischen Rechnungsgrundlagen der Pensionsversicherung jugoslawischer Berg-und Hüttenarbeiter.* « Blätter für Versicherungs mathematik », 3 Bd., H. 8, Berlin, 1935.

Id. — *Matematicko-Tehnicki Izvestai O Socijalnom Osiguranju Zanatlija* Beograd, 1939.

Id. — *Die Sozialversicherung Jugoslawischer einund-auswanderer das prinzip der gegenseitigen internationalen erganzung der sozialversicherung.* XI Congres International d'Actuaires, Paris, 1937.

Id. — *Le taux d'intérêt dans l'assurance sociale yougoslave.* - Id.

Id. — *Jugoslav Insurance Legislation in* 1937. « Bulletin du Comité permanent des Congrès Internationaux d'Actuaires », n. 44, 31 Ott. 1938, Bruxelles.

Lange K. — *Untersuchungen über die jährlichen Schwankungen der Schadensquotienten in der Lebensversicherung und in der Feuerversicherung*, « Wirtschaft und Recht der Versicherung », n. 2, Jahrg. 64, Berlin, 1932.

Lascheras S. A. — *Desenvolvimento de los seguros en Espana.* La Habana, 1946.

Messina I. — *Tecnica delle assicurazioni sociali*, « I. N. F. P. S. », Roma, 1943.

Michalup E. — *Amortizacion y seguro de vida.* « Rev. del Colegio de Ingenieros de Venezuela», n. 151 y 152, Abril-Setiembre 1944, Caracas.

Id. — *Beitrag zur Amortisations Rechnung.* « Skandinavisk Aktuarietidskrift », Uppsala, 1946.

Id. — *Observaciones acereca del Seguro de los Riesgos Tarados y Problemas Conexos.* « Proceed. first Hemisph. Conference » auspiciada para la Camera de Comercio de los Estados Unidos y el Consejo Interamericano de Comercio y Produccion, Mayo 1946, New York.

Id. — *The Social Insurance Movement.* « The Journal of the Amer. Stat. Ass. », Dec. 1944, vol. 39.

Id. — *Theorie und Anwendung der « Oskulatorischen » Interpolations Formeln*, « Bull. de l'Assoc. des Actuaires suisses », vol. 47, fasc. 2-30 Ott., Bern, 1947.

Mikic F. — *Tafeln der Absterbeordnung für jugoslavische Länder etc. Staaten am Balkan u. in Mitteleuropa.* « Bull. International », Livre XXXI, e « Nauchi Radovi », 21-36, Zagreb, 1937.

Paglino F. — *Analisi dell'andamento periodico della produzione assicurativa del ramo vita.* « Atti della III Riun. d. S. I. S.», Roma, Giugno-Lug. 1941.

Id. — *Degli effetti della selezione sulla mortalità degli assicurati popolari dell'Isi. Naz. delle Assicuraz. nel periodo* 1931-1934. « Atti uff. del Congr. Naz. d. Ass. Popol. », 1935.

Id. — *Su la distribuzione dei guadagni degli assicurati.* « Assicurazioni », A. VIII, Mag.-Giug., Roma, INA, 1941.

Id. — *Su la concentrazione dei guadagni degli assicurati.* « Atti della III Riunione », Soc. Ital. di Statistica, Roma, Giug.-Lug. 1941.

Pierino N. — *I prestiti matrimoniali.* Modena, 1942.

Ratcliff J. D. e Dublin Lonis J. — *Let's wipe out tuberculosis.* Collier's for december 29, 1945, Metropolitan Life Ins. Comp. U. S. A.

Riebesel P. Dr. — *Einführung in die Sachversicherungsmathematik.* Deutschen Vereins für Versicherungs Wissenschaft, H. 56, Berlin, 1936.

Shannon N. P. e Potter D. — *The National Insurance* (*Industrial Injuries*), Act, London, 1946.

Tonini D. — *La valutazione del rischio idraulico*, P. 5, « XXVIII[a] Riun. d. S. I. P. S. », vol. 3°, Roma, 1940.

Assoc. fra le soc. ital. per azioni. — *L'assicurazione dei crediti alla esportazione*, Roma, 1939.

Inst. of Life Ins. — *Life Insurance* 1946 - *Fact book* - *Id.* 1947. New York.

INAIL. — *Bilancio Consuntivo dell'anno* 1944. (61° es.), Roma, 1946.

I. N. A. — « Atti », voll. XIII-XIV, Roma, 1941.

Id. — *Relazioni del Consiglio di Amministrazione e del Collegio dei Sindaci sul bilancio* 1940, (28° Esercizio), Roma, 1941.

Id. — Serv. Attuariale e Statistica. (Boll. 1° marzo 1940, n. 2).

U. S. I. L. A. — *L'esercizio delle assicurazioni private*, 1925 ; *Cassa Naz. di Maternità*, 1925 ; *Riposo settimanale e festivo*, 1927 ; *L'Assicurazione contro l'invalidità e la vecchiaia*, 1928 ; *Infortuni sul lavoro nell'industria*, 1928 ; *Il lavoro delle donne e dei fanciulli*, 1928.

ASSICURAZIONI SOCIALI

Arce J. — *Seguridad Social en la Argentina*. Buenos Ayres, 1945.

Castellani M. — *Sulla frequenza della invalidità*, Cassa Naz. per le ass. sociali, Città di Castello.

Coppini M. A., Emanuelli F., Petrilli G. — *Il costo della Previdenza sociale (secondo le proposte della Commissione governativa)*. « Riv. d. Infortuni e delle malattie professionali », Fasc. n. 3-4, Mag.-Ag. 1948.

Coppini M. A. e Petrilli G. — *Capitalizzazione o ripartizione ?* « Previdenza Sociale », Lug.-Ott. 1946, Roma.

Id. Id. — *Elementi statistici e note attuariali*. « Contributi alla riforma della Previdenza sociale ».

Fanelli G. — *Assicurazione popolare ed assicurazione ordinaria nelle polizze dell'I. N. A.* Congr. Naz. delle Assicurazioni Popolari, Venezia 28-30 settembre 1935, Roma, 1935.

Vannutelli C. — *Lineamenti di un piano organico di riordinamento della nostra previdenza sociale*. « Contributi alla riforma della Previd. sociale.

Id. — *La Previdenza sociale e la sua riforma*. « Industria », Fasc. n. 4-1946 e n. 1-1947.

White C. — *Risposta a : Michalup E. - The Social Insurance Movement Caracas*. Venezuela.

Wolf - Guenter Ackermann. — *Eine Erweiterung des poissonschen : Grenzwertsatzes und ihre Anwendung auf die risikoprobleme in der Sachversicherung* « Schriften des math. Inst. und des Inst. angew. mathematik der Univ. Berlin », B.4, H. 8 Leipzig e Berlin, 1939.

Cassa Naz. per le Ass. soc. — *La capitalizzazione delle pensioni vigenti al 1° gennaio 1928 nell'assicurazione obbligatoria e facoltativa*, Roma. 1927.

Commissioni di studio della Democrazia Cristiana. — *Contributi alla riforma della Previdenza Sociale*, n. 1, Milano.

INFAIL. — *Assegni familiari - Leggi, decreti, contratti collettivi e disposizioni varie al 15 giugno* 1941, Roma.

ASSISTENZA

Dublin L. I. — *The Duration and Thereafter for Public Health Nursing*. « Public Health Nursing », Jan. 1944.

Id. — *Landmarks of* 1944. « Amer. Journ. of Public Health ». Vol. 35, n. 1, Jan. 1945, New York.

Id. — *What Ails Our Voluntary Health Agencies* - New York, Metropol. Life Ins. Comp. S. d.

Forcier G. — *Les allocations familiales savez-vous ce qu'elles sont?* Ottawa (Canadà), Le Centre Social, Université, 1944..

Gesell A., Frances L., Learned J., Ames L. B. — *Infant and Child in the Culture of today - The Guidance of Development in Home and Nursery School*, New York, London, 1943.

Gini C. — *Le famiglie numerose*. Riass. « Previdente » Roma, Marzo 1931.

Hankerson F. P. — *The Cooperage Handbook*. Brooklyn, New York, 1947.

Lepore M. — *La difesa della maternità e le donne di servizio*. « L'alfiere della levatrice », n. 10, Ott. 1934.

Id. — *La tutela della madre operaia assunta con provvidenze legislative dal governo fascista*, id., n. 12, Dic. 1934.

Id. — *Protezione maternità e infanzia*. « Vedetta Sanitaria », A. II, n. 4, 15 Apr. 1931.

Malcovati P. — *Per migliorare l'assistenza al momento del parto*. « Atti del Conv. per Studi di Assist. Sociale », Milano, 1947.

Id. — *Sviluppo e situazione della assistenza alla maternità ed alla infanzia - Per una riforma dell'O. N. M. I.*, id., id..

Mikic F. — *Il bisogno di nuovi dispensari per i neonati* (in sloveno). « Zdravniskega vestnika », A. XI, n. 8-9, 1939 e « NaucniRadovi », 21-36.

Opera Naz. per la Protezione della Maternitá e dell'Infanzia. — *Leggi e regolamenti per la protezione e l'assistenza della maternità e dell'infanzia*, Roma, 1928.

ASTRONOMIA

Favaro G. A. — *Da una più razionale formula di dilatazione termica a più modeste temperature degli astri*. Trieste, 1943.

Id. — *Attività dell'Osservatorio nel* 1942. Osservatorio astronomico, Trieste.

Lacchini G. B. — *La fotometria nel catalogo astrofotografico di Catania*, Trieste, 1943.

BIBLIOGRAFIA

Comas J. — *Bibliografia morfologica humana de America del Sur* - Primera parte: Texto; Segunda parte: 8 mapas, Mexico, 1948.

Favaro A. — *Bibliografia galileiana*. R. Ist. Veneto di S. L. e A., Venezia, 1942.

Orecchia R. — *Bibliografia di Giorgio Del Vecchio*, Bologna, 1941.

Saccardo R. — *La stampa periodica veneziana fino alla caduta della Repubblica*, R. Ist. Veneto di S. L. e A., Padova, 1942.

Westergaard H. — *Della letteratura statistica italiana*. « National-ökonomisk Tidsskrift », 1931.

II Commission of International Union of the scientific investigation of population problems. *A Bibliography of Differential Fertility*, Edinburg, 1933.

Consiglio Naz. delle ricerche. — *Periodici italiani (scientifici, tecnici e di cultura generale)*, Roma, 1939.

BIOCHIMICA

Manunta C. — *Influenza del sesso sul comportamento della vitamina « C » e del potere riducente totale calcolato come glutatione ridotto nelle crisalidi di varie razze ed incroci di bachi da seta « Bombyx mori »*, « Arch. Ist. Biochimico Ital. », Fasc. II, Roma 1942.

Skarzynski B. e Enler H. — *La biochimica dei tumori*, trad. A. Rabbeno, Torino, 1945.

BIOGRAFIA

Brinkmann C. — *Werner Sombart*, « Weltwirtschaftliches Archiv » 54 Bd. 1, Heft Juli 1941, Jena.

Caronia G. — *Il caso Caronia*, Roma, 1944.

Chessa F. — *Curriculum Vitae*, Genova 1942.

Coletti F. — *Commemorazione del M. E. prof. Benvenuto Griziotti.* « Rendic » del Reale Istituto Lombardo di Scienze e Lettere, P. gen. e Atti uff., vol. LXXIV, Fasc. II, Milano 1940-41.

De Entrambasagua J. — *Una familia de Ingenios : Los Ramirez de Prado*, Consejo sup. de investig. cientificas, Madrid, 1943.

Del Vecchio G. — *Una nuova persecuzione contro un perseguitato* (documenti), Roma, 1945.

Echanove T. C. A. — *La vida pasional e inquieta de don Crecencio Rejon*, Soc. Mexicana de Geografia y Estadistica, Mexico, 1941.

Esquivel O. T. — *Biografia de don Francisco Javier Gamboa - Ideario politico y juridico de Nueva Espana en siglo XVIII*, id.

Ferrari dalle Spade G. — *In memoria del senatore Lando Landucci, membro effettivo e già Presidente del R. Ist. Veneto* (1855-1937), R. Ist. Veneto, 3 Nov. 1940, Venezia, 1941.

Id. — *Pubblicazioni* 1907-1942, Venezia, 1942.

Giacalone - Monaco T. — *Nota biografica e bibliografica su A. A. Cournot.* « Cournot nella economia e nella filosofia », Padova, 1939.

Greenwood, Major and May Smith. — *William Mc Dougall*, (1871-1938).

Jones Donald F. — *Biographical Memoir of Edward Murray East* (1879-1938). National Academy of Sciences, Autumn meeting 1944, Washington, 1945.

Jucci C. — *Francesco Pio Pomini* (14 *Apr.* 1915, 10 *Mar.* 1941). « Scientia Genetica », Vol. II, Fasc. 2, Torino, 1941.

Kovacs A. — *Gustav Thierring zum Gedächtnis* (1861-1941). « Journ. de la Soc. Hongroise de Stat. », n. 1-2, 1941.

Kumarappa B. — *My student days in America*. Bombay, 1945.

Marco Aurelio. — *Ricordi*. A cura di F. Cazzamini-Muzzi, Torino, 1943.

Maroi F. — *Eberhard Freiherr von Künssberg*. « Studia et Docum. Historiae et Iuris », fasc. I, Roma, 1943.

Maroi L. — *Guglielmo Masci* (18 nov. 1889-13 gennaio 1941, « Atti d. VII Riun. di Firenze della Soc. It. di Dem. e Stat. », Città di Castello, 1942.

MARRONI C. — *Mussolini se stesso.* « Ist. Naz. di Cult. Fasc. ; Quaderni di cult. pol. ». s. XI, n. 1, Roma, 1941.

MIANI CALABRESE D. — *Giovanni Montemartini statistico del lavoro.* « Statistica », n. 3, A. II, Ferrara, 1942.

MONTALENTI G. — *Notizie sull'attività scientifica e sulla carriera didattica,* Napoli, 1940.

PARISET C. — *Il generale Federico Torre,* Verona.

PELLEGRINETTI G. A. — *Le memorie di Carlo Piaggia,* Min. A. I., Firenze, 1941.

POTTIER R. — *Saint Augustin - Le berlière,* Paris, 1945.

PRAMPOLINI M. — *La duchessa Maria Luigia - Vita familiare alla Corte di Parma - Diari, carteggi inediti, ricami.* Bergamo, 1942.

QUAGLIARIELLO G. — *Necrologia di Filippo Bottazzi.* « Arch. di Sc. Biologiche », vol. XXVII, n. 5, Bologna, Ott. 1941.

RAVA A. — *Giuseppe Messina.* « Il diritto fallimentare e delle società commerciali », A. XXI, Fasc. I, p. I, Città di Castello, 1946.

RESTA M. — *Guglielmo Masci.* « Economia ». N. S. A. XVIII, Vol. XXVI, n. 3-4.

ID. — *N. Massimo Fovel.* Id., Id.

RIBERA A. — *Vita di Antonio Cecchi,* Firenze, 1940.

RUSSEL B. — *Why I am Not a Christian.* London, 1945.

SAAVEDRA A. M. — *Prof. Corrado Gini.* « Eugenesia », Rev. de la Soc. Mexicana de Eugenesia, n. 76, t. VII. Mayo 1946.

SERENA A., MESSEDAGLIA L., ALBERT A., DEVOTO G., RIZZOLI L., SCOLARI A., TAGLIAVINI C., POMPEATI A. — *Nel centenario della nascita di Antonio Fogazzaro,* R. Ist. Veneto di Sc. L. ed A., Venezia, 1942.

TOSCANO P. S. — *Tra i cacciatori di teste - Vita di don Angelo Rouby Missionario Salesiano,* Parma, 1947.

BIOLOGIA

AGOSTINI, A. — *Ricerche sul dimorfismo sessuale della striatura nella penna dei polli di razza Barred Plymouth Rock.* « Arch. Zool. Ital. » vol. XXVI, Torino, 1939.

ASDELL S. A. — *Patters of Mammalian Reproduction.* Ithaca, New York, 1946.

BALDI E. — *Le pozze delle Viotte sul Monte Bondone (Trento).* « Studi Trentini di Sc. Nat. » A. XXIII, fasc. 2, Trento, 1942.

ID. — *Caratteristiche delle Pozze delle Viotte.* « Mem. dell'Ist. ital. di Idrobiol. », Milano, vol. III, 1947.

ID. — *Problemi della limnobiologia italiana.* « Mem. dell'Ist. ital. di Idrobiol. », vol. I : « Atti del Conv. di Idrobiol. e Limnologia », Milano, 1942.

ID. — *Tre strumenti per il limnologo.* « Natura », vol. 33, Milano, 1942.

BALDI E.- TREVISAN L. — *Le viotte (Le Pozze delle viotte sul monte Bondone),* « Mem. dell'Ist. Ital. di Idrobiol. », vol. III, Milano, 1947.

CAMARA A. — *Cromonemata ramificados induzidos pelos raios-x.* « Boll. d. Soc. Ital. di Biologia sperim. », Fasc. I, vol. XV, 1940.

Canella M. F. — *Orientaciones de la biologia moderna.* Buenos Aires-Mexico, 1940.

Id. — *Nient'altro che mutazioni casuali e selezione naturale?* (Replica al Prof. W. Zimmermann). « Riv. di Psicologia », XXXVI, n. 1, 2, Bologna, 1940.

Cavalli L. — *Contributo al problema del nucleo batterico - Osservazione supermicroscopica e analisi biologica con raggi x in B. Coli.* « Atti dell'Ist. Botanico dell'Univ. di Pavia », S. 5, vol. IV, Pavia, 1945.

Chalupny E. — *Concerning Biology, Sociology and Psychology in the System of Sciences.* Berlin, 1928.

Cotterman C. W. — *Serological differences in the genus « Peromyscus» demonstrable with normal human sera.* « Contrib. from biology », Univ. of Michigan, Ann Arbor, n. 29, July 1944.

Id. — *A Weighting System for the estimation of gene frequencies from family records.* « Contrib. from the Laboratory of Vertebrate biology », n. 33, March 1947, Univ. of Michigan, Ann Arbor, U.S.A.

Cren F. A. E. — *Biological Aspects.* « Rebuilding Family Life in the post-war world », pag. 50.

Dahlberg B. — *The Masticatory Effect - A new test and an analysis of mastication in more or less defective set of teeth.* Lund, 1942.

D'Ancona U. — *La distribuzione dei sessi delle anguille nelle valli da pesca.* « Atti del R. Ist. Veneto di Sc. L. ed A. », A. Accad. 1942-43, T. CII, P. II, Cl. di Sc. Mat. e Nat., Ad. ord. 16-5-1943. Venezia, 1943.

Id. — *Intorno alle associazioni biologiche e a un saggio di teoria matematica sulle stesse con particolar riguardo all'idrobiologia.* « Internat. Rev. der ges. Hydrobiol. u. Hydrogr. », 1927, Bd. XVII, H. 3-4, Roma, 1926.

Id. — *Sessualità del soma e sessualizzazione delle cellule germinali.*id., id., A. Accad. 1943-44, T. CIII, P. II, Cl. di Sc. mat. e nat., Venezia, 1944.

Id. — *La lotta per l'esistenza.* Torino, 1942.

Id. e Vannini E. — *Intersessualità transitoria e ovogenesi abbreviata nei vertebrati inferiori.* « Atti del R. Ist. Veneto di Sc. L. ed A. », A Accad. 1944-45, T. CIV, P. II, Venezia, 1945.

D'Ancona U. e Volterra V. — *La concorrenza vitale tra le specie nello ambiente marino.* VII Congrès International d'Aquiculture et de Pêche, Paris, 1931, Orleans.

Eickstedt E. von F. — *Bevölkerungsbiologie* « Bevölkerungsbiologie der Grossstadt », p. 1-8, Stuttgart, 1941.

Id. — *Die Forschung am Menschen Rassenkunde und Rassengeschichte der Menschheit.* 12 Lief., Bogen 86-95, Stuttgart, 1943.

Id. — *Rassenkunde und Rassengeschichte der Menschheit.* B. I : *Die Forschung am Menschen,* 10 u. 11 Lief. 1942, 12 Lief. 1943, Stuttgart.

Id. — *Stadtanthropologie als bevölkerungsbiologische Aufgabe.* « Bevölkerungsbiologie der Grossstadt », Stuttgart, 1941.

Greenwood M. — *Epidemiology as a branch of experimental biology.* « Science Progress », n. III, Jan. 1934.

Grim H. — *Zur Biologie und der Deutschen in Sathmar.* « Volksforschung » B 6. H. 1-2, Stuttgart 1943.

Haldane J. B. S. — *Physiological properties of some common gases at high pressures.* « Chemical Products », Sept.-Oct. 1941.

JOHANSSON I. — *The sex ratio and multiple births in cattle.* « Zeitsch. für Züchtung Reihe B Tierzüchtung und Züchtungsbiologie einschliesslich Tierernährung », Bd. XXIV, H. 2, Berlin.

KOLLER S. e GEPPERT M. P. — *Zur Krebshaufung im Bodenseegebiet.* « Zeitsch. fur Krebsforschung », B. 55, H. 1, Biostatistischen Inst. der Univ., Berlin.

KOTHE I. — *Das mecklenburgische Landvolk in seiner bevölkerungsbiologischen Entwicklung.* « Bauerliche Lebensgemeinschaft », Bd. II, Leipzig, 1941.

LEA D. E. — *Actions of Radiations on Living Cells,* Cambridge, 1946.

LEONARDI P. — *L'evoluzione biologica e l'origine dell'uomo. Problemi ed ipotesi alla luce delle più recenti scoperte.* Brescia, 1945.

LOCATELLI S. — *Distribuzione di lipidi carotenici negli organismi del plancton lacustre.* « Mem. dell'Ist. Ital. di Idrobiol. », Milano, vol. III, 1947.

LOTKA A. J. — *The law of evolution as a maximal principle.* « Human Biology », Sept. 1945, vol. 17, n. 3, Baltimore, Maryland.

MANUNTA C. — *Antiche e recenti ricerche sui carotinoidi dei pesci.* « Rend. Ist. Lombardo di Sc. e L. », vol. LXXV, fasc. I, Milano 1941-42.

ID. — *Il comportamento della vitamina « C » durante lo sviluppo embrionale delle varie razze di bachi da seta.* « Studi Sassaresi », vol. XVIII, Sassari, 1940.

ID. — *Distribuzione della cera nello spessore del bozzolo di razze pure a migrazione più o meno precoce per il carotene e di loro incroci in Bombix Mori.* id.

ID. — *Saggi preliminari sui corpuscoli poliedrici del giallume dei bachi da seta.* « Rend. Ist. Lombardo Sc. e L. », vol. LXXIII, fasc. II. Milano 1939-40.

MILLER C. D., LOUIS L., YANAZAWA K. — *Vitamin Values of Foods in Hawaii.* Univ. of Hawaii Agric. Exp. Station, Tech. Bull. n. 6, Sept. 1947

MIKIC F. — *Indice del tipo biologico del nostro paese.* (Conf.), « Naucni Radovi », 1-19.

ID. — *Ueber den Index des biologischen Typus in jugoslavischen Bezirken.* Bevöelkerungskongress, 1935, S. L.

ID. — ZAVRNIK F. I. — *Ueber das normal Blutbild unserer Haustiere, ein Vorschlag zur ein heitlichen Untersuchung.* « Naucni Radovi », 1-19.

ID. ILANCIC D., ZAVRNIK F. — *La durata della gestazione dei cavalli in Jugoslavia* (in croato). « Arhiv Ministastva pojovri privrede », A. VII, n. 17, 1940 in « Naucni radovi », 21-36.

ID. SKERLJ B. — *La prima mestruazione come criterio per determinare la maturità sessuale della donna* (in sloveno). « Razprave », I, 1940 in « Naucni radovi », 21-36.

MOLDOVAN I. — *Biologia familiei si etnobiologia.* « Bul. eugenic si biopolitic », Vol. XIII, n. 9-12, Cluj 1942.

MONTALENTI G. — *I recenti studi sul problema della determinazione del sesso e dei caratteri sessuali secondari negli animali.* « Atti della III Riunione della Soc. Ital. di Genetica ed Eugenica ». Bologna, 5-7 Sett. 1938. Roma, 1939.

ID. e VITAGLIANO G. — *Osservazioni sul differenziamento dei sessi negli embrioni di « Sepia Officinalis ».* « Boll. d. Soc. Ital. di Biol. Sperim. », vol. XIX, fasc. 4-6, Staz. Zoologica di Napoli, 1944.

Id. Id. — *Ricerche sul differenziamento dei sessi negli embrioni di « Sepia Officinalis ».* « Pubbl. d. Staz. Zool. di Napoli », vol. XX, Fasc. I, 1946.

Id. — *L'assetto cromosomico e l'interferenza dei chiasmi nella spermatogenesi di « Simulium equinum L. ». (Dipt. Simuliidae).* « Rend. dell'Acc. Naz. dei Lincei », Cl. di Sc. Fis. Mat. e Nat., S. VIII, vol. II, fasc. 4 e 5, 1947.

Id. — *Cellule con nuclei giganteschi nelle gonadi dei cimotoidi.* « Boll. d. Soc. Ital. di Biol. Sperim. », vol. XV, Fasc. 10, 1940.

Id. — *La determinazione del sesso.* « Saggiatore », n. 7, Sett. 1940.

Id. — *Sui cromosomi e il numero dei chiasmi nella spermatogenesi di Psychoda sp. (Dipt. Psychodidae).* « Rendic. Cl. Sc. Fis. Mat. e Nat. » Accad. Naz. dei Lincei, Fasc. I, S. VIII, vol. I, 1946.

Nelson O. E. a. Burr H. S. — *Growth correlates of electromotive forces in maize seeds.* « Proceed. of the National Academy of Sciences » vol. 32, n. 4, apr. 1946.

Penrose L. S. — *Mutation Rates in Man.* « Nature », vol. 135, June 1, 1935.

Pierantoni U. — *Biologia.* (Genetica e Biologia delle Razze incl.) Torino, 1940.

Reiter H. — *La Biologie dans la gestion de l'Etat.* « Etat et santé », Paris, 1942.

Remotti E. — *Il Biologo di fronte a una maternità paradossale.* « L'Osservatore Romano », 17 Febbr. 1946, n. 41, p. 3.

Rhoades M. M. — *Plastid Mutations.* « Cold Spring Harbor Symposia on quantitative Biology », vol. XI.

Rondelli U. — *Sessualità e fecondità.* « Boll. d. Soc. Piemontese di Ostetr. e Ginecol. », A. II, fasc. 6, 1934.

Rostand J. — *L'avventura umana dall'adulto al vecchio.* Milano, 1943.

Rosenberg H. R. — *Chemistry and Physiology of the Vitamins.* New York, 1945.

Russo A. — *Sul differente ritmo di divisione dei micronuclei durante la coniugazione vera in « Cryptochilum Echini Maupas ».* « Rendic. Accad. Lincei - Sc. Fis. Mat. e Nat. », vol. XXXIII, S. 5ª, 2º sem., fasc. 7-8, 1924.

Rutkowski von L. S. — *Die unterschiedliche Fortpflanzung.* « Politische Biologie », H. 10, München. Berlin, 1939.

Schultz T. W. — *Food for the World.* Chicago, 1945.

Schwidetzky I. — *Siebung und Umwelt in der Praegung des Grossstadttypus.* « Bevölkerungsbiologie der Grossstadt », 1 Abb., 8 Tab., Stuttgart, 1941.

Id. — *Standes- und Berufstypen in Breslau.* Id., Stuttgart, 1941.

Shartau O. e Montalenti G. — *Ricerche sulle reazioni della fecondazione e sulla presenza dei gamoni nella lampreda (Lampreda fluviatilis L.),* « Pub. d. Staz. Zoologica di Napoli », vol. XIX, fasc. 1, 1941.

Id. Id. — *Le sostanze che intervengono nella fecondazione dell'uovo di lampreda.* « Boll. d. Soc. Ital. di Biol. Sperimentale », vol. XVI, Fasc. 8, 1941.

Singleton W. R. — *Influence of femalestock on the functioning of small pollen male gametes.* « Proceed. of the National Academy of Sciences », vol. 26, n. 2, Feb., 1940.

TOMICI L. — *L'affinità costituzionale come fattore di attrazione somatica tra gli indici costituzionali dei coniugi sassaresi.* « Boll. della Soc. It. di Biol. sperim. », vol. XI, fasc. 6, 1936, Sez. di Pavia.

TONOLLI V. — *Il ritmo cardiaco della « Daphnia Pulex » de Geer.* « Mem. d. Ist. Ital. di Idrobiol. », Milano, vol. III, 1947.

ID. — *Abaco per la determinazione grafica dei valori di saturazione dell'ossigeno disciolto.* «Mem. d. Ist. Ital. di Idrobiol. », Milano, vol. III, 1947.

VERSCHUER v. O. — *Die Vaterschaftsgutachten des Frankfurter Universitätsinstituts für Erbiologie und Rassenhygiene.* « Der Erbarzt », Bd. 9, H. 2, 1941, Leipzig.

ID. — *Uber das Zusammentreffen von Lippen-Kiefer-Gaumenspalte mit Missbildungen der Ghedmassen.* Id. id., H. 1.

ID. *Wehrwesen und Rassenbiologie.* Id. id., H. 7, 1940, Leipzig.

VOLTERRA V. e D'ANCONA U. — *La concorrenza vitale tra le specie nell'ambiente marino.* (VII Congrès International d'Agriculture et de Pêche, Paris 1931), Orléans, 1931.

WIDDOWSON E. M. — *A study of individual children's diets.* Privy Council-Medical Res. Council, Spec. Rep. S. n. 257, London, 1947.

WILLIS J. C. — *The course of evolution by differentiation or divergent mutation rather than by selection.* Cambridge, 1940.

WRIGHT S. — *Breeding Structure of Population in Relation to Speciation.* - « American Naturalist », vol. LXXIV, May-June, 1940.

ID. — *Size of population and breeding structure in relation to evolution.* « Science », May 13, 1938, vol. 87, n. 2263, National Academy of Sciences.

FIFTH THULE EXPEDITION 1921-24 (Report) *The Danish Expedition to Arctic North America in charge od Knud Rasmussen Botany and Zoology,* vol. II, Copenhagen, 1940.

IST. ITAL. DI IDROBIOL. « Dott. MARCO DE MARCHI » - Pallanza. — *Relazione del Direttore sull'attività scientifica dell'Ist. dalla fondazione* (1939) *al* 1946. « Mem. dell'Ist. Ital. di Idrobiol. ». Milano, vol. III, 1947.

LABORATORY OF VERTEBRATE BIOLOGY. UNIV. OF MICHIGAN. — *Report* 1945-46, Ann Arbor, Michigan, 1946.

MEDICAL RES. COUNCIL (Privy Council). — *The Bacteriology of Spray-dried Egg with particular reference to food poisoning,* by various *authors.* Special Rep. S. n. 260. London, 1947.

PIONEER HEALTH CENTRE PECKHAM. — (An interim Report on the Work of the). *Biologists in Search of material,* London, 1938.

— NEW BIOLOGICAL BOOKS. — « The Quarterly Review of Biology », vol. 12, n. 2, June 1937, Baltimore U.S.A.

BIOLOGIA SOCIALE

DALE A. — *Ad introduction so Social Biology.* London, 1946.

BIOMETRIA

ALBERTI S. — *Caratteri corporei ed età alla prima mestruazione.*

BARBENSI G. — *Elementi di Metodologia Biometrica,* Firenze, 1940.

BEEBE G. W. — *Contraception and Fertility in the Southern Appalachians,* Baltimore, 1942.

CAPPIERI M. — *Il problema dell'omogeneità razziale degli Andamanesi - Contributo biometrico.* « Biologia coloniale » vol. VIII, 1947.

DANIELS H. E. e KENDALL M. G. — *The significance of Rank Correlations where parental correlation exists.* « Biometrika », vol. XXXIV, P. III, IV, Dec. 1947.

DOSS R. — *Sur la théorie mathématique de la croissance des organismes,* « The Proceed. of the Mathem. and Phys. Soc. of Egypt », vol. II, n. 4, 1944, Cairo, 1946.

FEDERICI N. — *La curva di sviluppo individuale presso alcune popolazioni isolate.* « Atti della III riun. d. Soc. It. di Genetica ed Eugenica », 1938.

HOTELLING H. — *Relations between two sets of variates.* « Biometrika » vol. XXVIII, P. III, IV, Dec. 1936, Univ. College, London.

MACCOLINI R. — *La legge dell'« allometria » nell'accrescimento relativo durante l'età solare.* « Riv. ital. d'Igiene », A. VII 1947, Pisa.

MATHER K. — *Statistical Analysis in Biology,* London, 1946.

MEDANI P. — *Nuovi dati sulla relazione tra forme costituzionali e mortalità.* « Statistica », n. 4, Anno I, 1941.

MIKIC F. — *Biometrische Betrachtungen zur Arbeit von St. Filipovic.* « Der Ubergang des Wassers aus der Frühjahrsweide in die Milch », Berlin, 1941.

MORICE E., TISSERAND M., REBOUL J. — *Méthodes statistiques en médecine et en biologie,* Paris, 1947.

MUSELLA M. — *Salute* 900 (*La vita umana s'allunga ?*), Milano, 1939.

PAGLINO F. — *I contributi degli Italiani al progresso della biometria :* 1839-1939. « Un secolo di progresso scientifico italiano : 1839-1939 », Vol. I.

PENROSE L. — *The grandchildren of consanguineos unions,* Sect. V, 1940, (93), Trans. R. S. C.

PREVOSTI A. — *Avance para el estudio del crecimiento de los ninos barceloneses.* Inst. « Bernardino de Sahagun » de Antropologia y Etnologia, I, Antropologia, Madrid, 1945.

SJÖGREN T. — *Genetic-Statistical and Psychiatric Investigations of a West Swedish Population.* « Acta Psychiatrica et Neurologica », Suppl. 52, Copenaghen, 1948.

THOMPSON D'ARCY WENTWORTH. — *On Growth and Form.*, Cambridge, 1942.

TYBUSSEK G. — *Werden die Neugeborenen länger und schwerer ?* Kiel, 1939.

VIOLA G. — *Semeiotica della costituzione - Dottrina e metodologia costituzionale morfologica e funzionale,* Milano, 1933.

WEINBERG D. — *Biometrie - Une expérience de contrôle des méthodes d'analyse factorielle.* « Comptes rendus des séances de l'Académie des Sciences », t. 220.

BIOMETRIA : GRUPPI SANGUIGNI

ALCOBÈ S. — *Grupos sanguineos en nómadas del Sahara Occidental,* Madrid, 1945.

BOYD C. — *Blood groups,* Den Haag, 1939.

FISCHER W. — *Beitrag zur Vererbung der Blutgruppen, Untergruppen u. Bluthörperchenmerkmale.* « Volksgesundheitsdienstes », B. LVI, B., H. 2, Berlin, 1942.

Frache G., Rogari E. — *Contributo allo studio della distribuzione dei tipi M, N ed MN nella popolazione italiana*, volume in onore del prof. Mirto, Rivista « Zacchia », Roma, 1942.

Haldane I. B. S. — *Blood Groups of Anthropoids.* « Nature », vol. 146, Nov. 16, 1940.

Hernandez Gimenez J. — *Contribucion al estudo de los subgrupos sanguineos A_1 y A_2.* Consejo Sup. de Investig. Cientificas, Madrid, 1944.

Hooper I. — *Blood Group Distributions in Ireland.* « Irish Journ. of Medical Science », Iuly, 1947.

Matta D. — *A critical investigation of the blood groups and their medico-legal application.* The Egyptian Univ. Fac. of Medicine, Publ. n. 11, Cairo, 1937.

Mollison P. L., Mourant A. E., Race R. R. — *The Rh Blood Groups and their Clinical Effects*, London, 1948.

Necrasov O. — *Note sur la fréquence des groupes sanguins dans la Bessarabie centrale.* « Annales Scientifiques de l'Univ. de Jassy ». T. XXIV, fasc. 2, Iasi, 1938.

Nicoletti F. — *La distribuzione dei gruppi sanguigni di alcune Colonie Albanesi della Sicilia*, Palermo, R. Università.

Penrose M. e Penrose L. S. — *The blood group distribution in the eastern counties of England.* « The British Journ. of Exp. Pathology », 1933, vol. XIV, London, H. K. Lewis.

Ramneantu P. — *Consideratziuni asupra proprietâtzilor sanguine M, N si MN.* « Bul. Eugenic si Biopolitic », vol. IX, n. 7-8, Cluj, 1938.

Id. — *Grupele de sânge la Ciangâii din Moldova.* « Bul. Eugenic si Biopolitic », Vol. XIV, n. 1-2, Cluj, 1943.

Rogari E. — *La ricerca della maternità al lume delle attuali conoscenze sull'ereditarietà dei gruppi sanguigni.* « La Corte d'Assise », Nov.-Dic. 1942, n. 6.

Id. — *Sulla dimostrazione della proprietà gruppospecifica P nel sangue umano.* « Zacchia », Organo Uff. d. Acc. Int. di Medicina leg. e soc., 1943, fasc. I, Roma.

Schaer H. F. — *Charakter Blutgruppe und Konstitution.* Zurich, 1941.

Semenskaja E. M. — *Lo studio dei gruppi sanguigni delle popolazioni del Caucaso.* « Etnografia Sovietica », n. 4-5 del 1936. Leningrado-Mosca, Acc. delle Scienze, 1936.

Tamagnini E. — *Contribuiçoes para o Estudo da Antropologia Portuguesa XVI - Os grupos sanguineos dos portugueses.* P. I, vol. III, Fasc. 2º, Coimbra, 1947.

BOTANICA

Camara A. — *Transplantaçao de embrioes.* Ibid., vol. V. t. IV, 1943.

Haldane J. B. S., Whitehouse H. L. K. — *Symmetrical and Asymmetrical Post redaction in Ascomycetes.* « Nature », vol. 154, Dec. 2, 1944.

Id. — *Mutation and the Rhesus Reaction.* « Nature », vol. 153, pag. 106, Jan. 22, 1944.

HOAGLAND D. R. — *Lectures on the Inorganic Nutrition of Plants.* Waltham Mass. U. S. A., 1944.

JONES DONALD F. — *Nuclear Changes Affecting Growth.* « The Amer. Journ. of Botany », vol. 27, n. 3, Mar. 1940.

ID. — *Sex integrades in Diaecius Maize,* id., vol. 26, n. 6, June 1939.

ID. — *Producer of « Better Fruits and Fairer Flowers » - Luther Burbank - Plant Magician,* New York, 1943. Connecticut Agric. Exp. Station, New Haven.

ID. — *Somatic segregation.* « Botanic Review », vol. 7, n. 6, June 1941.

LLOYD F. E. — *The Carnivorous Plants.* Waltham, Mass, 1942.

MARCHESONI V. — *Flora algologica del Fezzan e della regione di Gat.* « Mem. d. Ist. Ital. di Idrobiologia, Milano », Vol. III, 1947.

SINGLETON W. R. e CLARK F. J. — *Cytological effects of treating maise pollen with ultra-violet light.* « Genetics », 25-136, Jan. 1940.

CALCOLO DELLE PROBABILITÀ

ANDREOLI G. — *Interpretazione probabilistica di teorie logiche e matematiche relative a fenomeni concreti.* « Atti della IV e V Riunione scientifica » della Soc. It. di Statistica, 1942.

BENFORD F. — *The Law of Anomalous Numbers.* « Proceed. of the Amer. Philos. Society », vol. 78, n. 1, Oct. 22-1937.

BERRETTA L. — *A proposito del lemma di Bienaymé.* « Giorn. dell'Ist. Ital. d. Attuari », A. XII, n. 2, Apr. 1941.

CHERUBINO S. — *Una questione di probabilità suggerita dalla teoria dei gas,* Napoli, 1923.

CRUDELI U. — *Lezioni sulle probabilità,* Napoli, 1943.

DANTZIG (VAN) D. — *Sur la méthode des fonctions génératrices.*

DODD E. L. — *Lectures on probability and Statistics,* Austin (Texas), 1945.

DONKIN W. F. — *On certain questions relating to the Theory of Probabilities.* « Phil. Magazine », XLVII, May 1851, Series 4, vol. 1, n. 5.

EDGEWORTH F. Y. — *A priori Probabilities.* « Phil. Magazine », Series V, Juli 1884.

ID. — *The law of Error and the Elimination of Chance.* « Phil. Magazine », Series 5, vol. 21, n. 131, Apr. 1886, XLIII.

ID. — *On the probable errors of Frequency Constants.* « Journ. of the R. Stat. Society », vol. LXXI, P. II.

FORTET R. — *Probabilité de perte d'un appel téléphonique - Regime non stationnaire - Influence du temps d'orientation et du groupement des lignes.* Colloque intern. de calcul des probab. et de stat. math., Lyon 28 juin - 3 juillet, 1948.

FRECHET M. — *Les contributions françaises récentes au calcul des probabilités et à la statistique mathématique.* « Assoc. française pour l'avancement des sciences », 64me Session, Paris, Congrès de la victoire 20-26 Oct. 1945.

ID. — *Nouvelles définitions de la valeur moyenne et des valeurs équiprobables d'un nombre aléatoire.* « Annales de l'Univ. de Lyon ». 3ma Série, Science Sez. A, IX, 1946.

JORDAN C. — *Complement au théorème de Simmons sur les probabilités.* « Acta Scientiarum Mathematicarum », Tomus XI, fasc. 1-2, Szeged, 1946.

ID. — *Remarques sur la loi des erreurs.* « Acta Scientiarum Mathematicarum ». T. X, Fasc. 2, « Acta Universitatis Szegediensis ». Sectio Scient. Math. Szeged, 1941.

KAMPÉ DE FERIET J. — *Fonctions aléatoires stationnaires et groupes de transformations dans un espace abstrait.* Colloque Int. de Calcul des probabilités et de stat. math. Lyon, 28 juin-3 juillet 1948.

KERRICH J. E. — *An Experimental introduction to the theory of probability*, Copenhagen, 1946.

LEVY P. — *Processus doubles de Markoff.* Colloque Inter. de Calcul des probabilités et de stat. math. Lyon, 28 juin-3 Juil. 1948.

MEDOLAGHI P. — *La logica matematica ed il calcolo delle probabilità.* « Boll. Ass. It. per l'incremento della Scienze degli attuari », Milano, 1907.

MILLOT S. — *Calcul des probabilités - Sur la probabilité a posteriori* – « Comptes rendus » hebdomadaires des Seances de l'Academie des Sciences », Tome CLXXVI, I sem. 1923.

MISES R. v. — *Ueber Aufteilungs und Besetzungs Wahrscheinlichkeiten.* « Rev. de la Faculté de Sciences de l'Univ. de Istanbul », n. s., t. IV, fasc. 1-2 Oct. 1938, Janv. 1939.

MITTMANN O. — *Erbbiologische Fragen in mathematischen Behandlung.* Berlin, 1940.

SCHRODINGER E. — *The foundation of the theory of probability* (*I e II*). « Proceed. of the R. Irish Academy », vol. 51, Sect. A., n. 5, 10-11, Dublin 1947, Jan. - June.

SIMAIKA J. B. — *Interpolation for fresh probability levels between the Standard table levels of a function.* « Biometrika », vol. XXXII, P. III, IV, Apr. 1942.

STUART MILL J. — *On the Calculation of Chances.* « A system of logic », London, 1848.

VILLE N. — *Fonctions aléatoires et transmission de l'information.* Colloque de Calcul des Probab. et Statistique-mathem. Lyon, 28 Juin-3 juillet 1948.

WISHART J. — *Test of homogeneity of regression coefficients and its application in the analysis of covariance*, id.

COLONIE

ARENA C. — *Espansione coloniale e crisi economica.* « L'Ingegnere », vol. IX, n. 22, Nov. 1935.

CIASCA R. — *Storia coloniale dell'Italia contemporanea.* Milano, 1940.

CORSO R. — *Africa Italiana.* Napoli, 1940.

DIFFIE BAILEY W. e WHITFIELD DIFFIE J. — *Latin-American Civilization - Colonial Period.* Harrisburg, Pa, 1945.

FEDERICI N. — *Le correnti migratorie e le correnti commerciali tra colonie e madre-patria.* « Annali dell'A. I. », vol. I, 9 Maggio 1938, Roma.

FORNARI G. — *Gli italiani nel sud libico - (Le colonne Miani* 1913-1915). Roma, Min. dell'A. I.

Gosselin A., Boucher G. P. — *Problèmes de la colonisation agricole dans le Nord-Ovest du Quebec et le Nord-Est de l'Ontario.* Ottawa, Min. de l'Agric., 1944.

Id. et Boucher G. P. — *Problèmes de la Colonisation dans le nord du Nouveau-Brunswick,* id.

Gutierrez de Arce M. — *La colonizacion danesa en las islas Virgines - Estudio historico-juridico.* Consejo Sup. de investig. cientificas - Escuela de Estudios hisp. amer. de la Univ. de Sevilla, 1945.

Henderson H. D. — *Colonies and raw materials.* Oxford, 1939.

Julien Ch. Andrè. — *Les voyages de découverte et les premiers établissements (XV°–XVI° siècles).* Paris-Presses Univ. de France, 1948.

Knorr K. E. — *British Colonial Theories* 1570-1850. Toronto, 1944.

Leone G. — *La colonizzazione agraria della Tripolitania sett. nel suo primo ventennio.* Roma, 1933.

Luchini A. — *Popolarità dell'Africa in Italia.* Roma, 1942.

Maunier R. — *Des comptoirs aux Indes.* Histoire Universelle des Colonies. Paris, 1941.

Pedroni F. — *Le colonie britanniche dell'Africa occidentale.* « Impero Italiano ». A. V, n. 8, 8 Ag. 1940.

Sandri P. — *Coloni nell'Argentina e Paraguay.* Merano, 1948.

Schmieder-Wilhelmy. — *Die faschistische Kolonisation in Nordafrika.* Leipzig, 1939.

Schnyler R. L. — *The Fall of the Old Colonial System - A Study in British Free Trade* 1770-1870. London, 1945.

Statera V. — *La colonizzazione demografica della Libia.* Roma, 1942.

Vöchting F. — *La colonizzazione italiana in Libia.* « Bonifica e Colonizzazione ».

Ministero dell'Africa Italiana. — *Gli Annali dell'Africa Italiana.* A. IV, n. 1, Roma, 1941.

COLONIE: STORIA

Magnino L. — *Sviluppo, decadenza e rinascita dell'Impero Portoghese.* « Riv. delle Colonie », A. 16, n. 5, Bologna, 1942.

DEMOGRAFIA

Abdel, Rahman, Ahmed Gad. — *The Egyptian National Life Tables n. 2.* Min. of Finance, Egypt, Ins. Bureau. Cairo-Governement Press, 1948.

Abrams M. — *The population of Great Britain - Current trends and future problems.* London, 1945.

Alberti S. — *La mortalità antenatale.* Univ. Catt. d. S. Cuore, Milano, 1934.

Allaria G. B. — *Lo spopolamento alpino ed il frazionamento e la dispersione della proprietà rurale in montagna.* Torino, 1940.

Id. — *Studi sulla etiologia della mortalità eccessiva fra i bambini ospedalizzati.* Torino, 1941.

Almansa J. R. — *El Censo Espanol y el Censo Mundial - Sus aspectos demograficos y economicos, y sus perspectivas para* 1950. Confer., Mas drid, Inst. Balmes, 1948.

Id. — *Reproductivitad neta de las provincias y regiones de Espana.* « Bol. de Estadistica », Madrid, Dic. 1942.

Aznar S. — *La familia como factor demografico.* « Rev. de Estudios Politicos », A. II, n. 5, Madrid, 1942.

Bachi R. — *Marriage and Fertility in the various section of the Jewish population of Palestine and their influence on its future - Summary and Conclusions.* « The Jewish Population of Palestine - Immigration - Demographie - Structure and Natural Growth » by D. Gurewch, A. Gerts, R. Bachi, Jerusalem, 1944.

Balas von K. — *Gedanke einer Neuordnung in der Bevölkerungsfrage,* « Journ. der Ung. Stat. Gesellschaft », n. 1-2, 1942, Budapest, 1943.

Battara P. — *Fattori psicologici e morali di denatalità.* Firenze, 1935.

Beebe G. W. — *Differential fertility by color for coal miners in Logan County West Virginia.* « The Milbank Mem. Fund Quarterly », volume XIX, n. 2 Apr. 1941, New York.

Benser H. — *Vorausberechnungen der Bevëlkerungsentwicklung.* « Die Statistik in Deutschland Nach Ihrem Heutigen Stand ». XVII-XXVII, Berlin, 1940.

Berrettoni A. — *Le famiglie numerose.* (Confer. di C. Gini all' I.N.A.) « Gazzetta delle Assicurazioni », Firenze, Apr. 1931.

Bohac A. — *Rythme hebdomadaire et cycle annuel des naissances.* Prague, 1938.

Boldrini M. — *Demografia.* Milano, 1946.

Boverat F. — *Le vieillissement de la population.* Paris, 1946.

Boyd R. H. — *Controlled Parenthood - A Practical Handbook on Birth Control.* London, 1947.

Burch G. — *The World has too many People.*

Burgdoerfer F. — *Der Geburterückgang und die Zukunft.* Berlin, 1929.

Id. — *Krieg und Bevölkerungsentwicklung.* München, Berlin, 1940.

Busteed J. — *The Problem of Population,* Statistical and Social Inquiry, Soc. of Ireland, 19th March, 1937.

Cadbury L. J. — *The Question of Populations of Europe in* 1970. London.

Campani A. — *Città, campagna, montagna, età, sesso in confronto alla mortalità e morbilità in una provincia.* « Difesa Sociale » n. 6, 1937.

Cappieri M. — *Note di demografia indiana.* « Riv. di Studi Pol. Int. », A. VIII, n. 4, Ott.-Dic. 1941, Firenze, 1941.

Casanova E. — *Dodicesima prole.* « Genus », vol. III, n. 1-2 maggio, 1938.

Castellano V. — *Osservazioni preliminari su alcuni risultati del censimento della popolazione indigena dell' Eritrea del* 1939. « Rend. dell' Accademia Naz. dei Lincei ». Cl. di Scienze fis. mat. e nat. S. VIII, Vol. IV, Fasc. 2, Seduta del 14 Feb. 1948.

Cazas Torres J. M. — *La vivienda y los nucleos de poblacion rurales de la huerta de Valencia.* Consejo Sup. de Investig. Cientificas, Inst. « J. S. Elcano », Madrid, 1944.

Cereceda J. D. — *El medio fisico aragones y el reparto de su poblacion. Estudios geograficos,* Ano III, n. 6, 1942.

Chatterjie A. — *Vital Capacity of Bengali Students.* Univ. of Calcutta. Anthropological Papers, N. S., n. 4, 277. « The Journ. of the Dep, of Letters », Calcutta, 1935.

COLOMB F. — *Quelques aspects actuels du problème de la population en Suisse et en Europe.* Lausanne, 1943.

COMTE DE YANIGISAWA. — *Discours d'ouverture de la IIe Conf. sur le problème de la population.* Août, 1934.

COSTANZO A. — *Incremento demografico e sviluppo industriale.*

CZUBER E. — *Das Bevoelkerungsproblem.* « Oesterreichische Revue », n. 51, u. 52, 1920, n. 1, 1921. Wien, 1920-1921.

D'AGATA C. — *Nuzialità e natalità in Grecia nel periodo precedente la seconda guerra mondiale.* « Genus », vol. V, n. 3-4, Roma, Dic. 1942.

DAHLBERG G. — *Mathematische Erblichkeitsanalyse von Populationen.* Suppl CXLVIII « Acta Medica Scandinavica », Uppsala, 1943.

DAVIS K. — *Demographic Facts and Policy in India.* « Demographic Studies of Selected Areas of Rapid Growth », Office of Pop. Research School of Public and Intern. Aff., Princeton Univ.

DEBRÉ' R. e SAUVY A. — *Des Français pour la France - (Le problème de la population)*, Paris, 1944-45.

DE CASTRO D. — *Riassunti delle lezioni di demografia.* Torino, S. a.

DEISSMANN G. — *Die Veränderung der Bevölkerungsverteilung in Berlin. Brandeburg* 1875-1925. « Berliner Geographische Arbeiten », H. 11, Stuttgart, 1936.

D'ELIA E. — *Perturbazioni demografiche durante il periodo bellico* 1940-1945, « Riv. ital. di Dem. e Stat. », Gen. 1947, vol. I, n. 1.

ID. — *Prolificità e natalità.* « Annali dell'Ist. di Stat. », vol. XX, Bari, Univ. degli Studi, 1941.

DEMING E. —*The elimination of unknown ages in the* 1940 *population census.* U. S. Dep. of Commerce-Bureau of the Census, Washington, 1942.

DENSEN P. — *Family studies in the eastern health district - II. The accuracy of Statements of Age on Census Records.* « The Amer. Journ. of Hygiene », Vol. 32, n. 1, Sec. A. 1-38, July 1940.

DENZLER A. — *Die Bevölkerungsbewegung der Stadt Winterthur von der Mitte des* 16 *bis zum Ende des* 19 *Jahrhunderts.* « Siebenundsiebzigstes Neujahrsblatt der Hülfsgesellschaft ». Winterthur 1940.

DEPOID P. — *Perspectives sur l'effectif de la population française jusqu'à la fin du XXme siècle.* Soc. de Stat. de Paris, 16 juin 1948.

ID. — *Die voraussichtliche Bevölkerungsentwicklung im Deutschen Reich.* « Wirtschaft und Statistik », Jahrg, 1938, H. 23; Id. Jahrg. 1939, n. 6, 2 Marz.

DICKINSON R. L. — *Conception Control.* « The Journ. of the Amer. Medical Assoc. », Dec. 18, 1943, vol. 123.

DO REGO FRONTEIRA J. — *Sôbre o diferimento da data do nascimento em Portugal. (Novas observaçoes).* Inst. Nacional de Estatistica, Estudos, n. 10, Lisboa, 1946.

DORN H. F. — *Maternal Mortality in Rural and Urban Areas.* « Public Health Rep. », vol 54, n. 17, Apr. 28, 1939. U. S. Public Health Serv.

DUBLIN L. I. — *The Trend of the Birth Rate Yesterday, Today and Tomorrow.* « Bull. of the New York Academy of medicine », Aug. 1943, 2nd S., Vol. 19, n. 8.

ID. — *Population in a World at War.* « The Amer. Scholar », Vol. 14, n. 1, Winter 1944-45, New York.

Id. — *War and the Birth Rate - A Brief Historical Summary*. « Amer. Journ. of Public Health », vol. 35, n. 4, Apr. 1945, Amer. Public Health Assoc. New York.

Id. e Lotka A. J. — *Trends in Longevity*. « The Annals of the Amer. Academy of Pol. and Soc. Sc. », Philadelphia, Jan. 1945.

Eastman P. R. — *Infant Mortality in Relation to Month of Birth*. « Amer. Journ. of Pub. H. », vol. 35, n. 9, Sept. 1945. Americ. Pub. H. Ass. N. Y.

Edge G. P. — *Vital statistics and public health work in the Tropics including supplement on the Genealogy of vital statistics*. London, 1947.

Enachescu-Cautemir A. — *Dje rumänische Volkstracht - I - Trachten der Verschiedenen Gegenden Rumäniens*, S. n. t.

Federici N. — *La riproduttività differenziale*. Roma, Università, 1939.

Id. — *Mortalità infantile e mortalità antenatale nelle famiglie numerose italiane*. « Genus », vol. III, n. 1-2, Mag. 1938.

Id. — *Su talune caratteristiche bio-fisiologiche e demografiche di una popolazione primitiva*. « Genus », vol. V, n. 3-4, 1942. C. I. S. P., Roma, 1942.

Id. — *Variazioni temporali di un'anomalia della curva di mortalità*. « Assicurazioni », A. VIII, Lug.-Ott. 1941, Città di Castello, 1941.

Flugel J. C. — *Population. Psychology and Peace*, London, 1947.

Fortunati P. — *Natalità, mortalità e nuzialità dei Comuni del Regno in ordine d'intensità di popolazione*. « Supp. stat. ai Nuovi Probl. di Pol. Storia ed Economia, Ferrara, 1937.

Foudray E. — *United States abridged life tables* 1919-1920. Washington, 1923.

Francolini B. — *La decadenza del popolamento britannico nell'oltremare*. « Riv. d. Colonie », Ag. 1941, Roma.

Fraxier E. F. — *Birth Control For More Negro Babies*. « Negro Digest », vol. III, July, n. 9, New York.

Freilichmann B. — *Inchiesta demografica sulle colonie evangeliche di Janowka e nelle case popolari (operai ed impiegati) nel distretto di Varsavia*) (Riassunto manoscritto di un articolo polacco), 1934.

Galvani L. — *L'evoluzione demografica italiana negli ultimi cento anni*. « 1848-1948, Cento anni di vita italiana », vol. I, Milano.

Gamio M. — *Las caracteristicas culturales y los censos indigenas*. Mexico.

Georgescu D. C. — *La fertilité differentielle en Roumanie*. Inst. Cent. de Statistique, Bucarest, 1940.

Ghosh D. — *Pressure of population and economic efficiency in India*, New Delhi, 1946.

Gilliam S. K. — *Virginia 's People - A Study of the Growth and Distribution of the Population of Virginia from* 1607 *to* 1943. Population Study Report n. 4, Richmond (Virginia), 1944.

Gini C. — *Coordinating different Population Theories*. Stoccolma, 1941.

Giusti U. — *Caratteristiche ambientali della natalità italiana dal* 1881 *al* 1940. « Razza e Civiltà ». A. II, n. 1, marzo 1941, Roma.

Id. — *Caratteristiche ambientali italiane - agrarie - sociali - demografiche*. Roma, 1943.

Id. — *Demografia*. « Lo Stato indipendente della Croazia », vol. II, Roma, Ist. per l'Europa Orientale, 1943.

Id. — *Note demografiche sulla Dalmazia.* Roma, 1942.

Id. — *Notizie demografiche.* « La provincia di Lubiana », Consiglio Naz. d. Ric. - Comitato per la geografia, Bologna, 1942.

Gonnard R. — *Historia de las doctrinas de la poblacion - Con una nota sobre las teorias ciclicas de la poblacion y del optimum demografico* por G. Loyo. Mexico, 1945.

Granqvist H. — *Birth and Childhood among the Arabs.* Helsingfors, 1947.

Graunt J. — *Natural and Political Observations made upon the Bills of Mortality.* Baltimore, 1939.

Green H. W. — *Infant Mortality and Economic Status Cleveland Five - City Area,* 1919-1937, Cleveland, 1939.

Id. — *Natural Increase and Migration* 1919-1937. Cleveland, 1938.

Greenlaw J. P., Hay D. G., Boyle L. E. — *Problems of rural youth in selected areas of North Dakota* - Fargo, North Dakota. Agr. Exper. Station. Bull. 293, June, 1940.

Greenwood M. — *English Death - Rates, Past, present and Future.* « Journ. of the R. Stat. Soc. », vol. XCIX, P. IV, 1936.

Id. — *Occupational and economic factors of mortality.* « British Med. Journ. », Apr. 29th, 1939, vol. I.

Greville T. N. E. — *United States Life Tables and Actuarial Tables* 1939-1941. Washington, Bureau of Census, 1946.

Grimm H. — *Zur Verbreitung der vorzeitigen Eheschliebung im Südöstdeutschtum.* « Archiv für Bevölkerungswissenschaft und Bevölkerungspolitik », XII, H. 3/4, Leipzig, 1942.

Gumbel E. J. — *Notes on probability of death and expectation of life.* « Human Biology », vol. 18, n. 4, Dec. 1946.

Hadley J. M. — *Causes and significance of the dwindling family.* « Rebuilding Family Life in post-war world ».

Halley E. — *Two Papers on the Degrees of Mortality of Mankind.* Baltimore, 1942.

Hersch L. — *La baisse de la mortalité enfantile en Suisse.* « Medecine et Hygiene », Genève, 1943.

Id. — *De la démographie actuelle à la démographie potentielle* « Melanges d'etudes economiques et sociales offerts à M. William E. Rappard », Geneve, 1944.

Id. — *Essai sur les principales causes de décès chez les Juifs.* Genève, 1947.

Id. — *La méthode des potentiels-vie appliqués à l'étude du mouvement naturel de la population.* « Rev. de l'Inst. Intern. de Statistique ». 1942.

Id. — *The principal causes of death among Jews.* Chicago, 1942.

Id. — *Le problème demographique juif après la seconde guerre mondiale.* Genève, 1947.

Id. — *Quo vadis, Genève ? - Données et réflexions sur le problème de la population en Suisse et plus particulièrement à Genève.* « Etudes économiques et Sociales ». Genève, 1941.

Hjort J, Jahn G. e Ottestad. — *The optimum Catch.* « Essays on Population ». Oslo, 1933.

Hofsten E. — *Demografiska Undersökuingar Av Stockholms Folkmängdstillväxt.* Statistique de la Ville de Stockholm. Enquêtes Spéciales, n. 22, Stockholm, 1942.

Innes J. W. — *Class Birth Rates in England and Wales* 1921-1931. « Milbank Mem. Fund Quart. », vol. XIX, n. 1, Jan. 1941, New York.

Jackson G. e Associates. — *The Population of Canada (n. 1) - Memorandum for Post-War Planners.* Toronto, 1945.

Jacobson Paul H. — *The trend of the birth rate among persons on different economics levels-City of New York* 1929-1942. « The Milbank Mem. Fund Quart. Vol. XXIII, n. 2, Apr. 1942, New York.

Jessen R. J., Blythe R. H. Jr, Kempthorne O., Deming W. — *On a Population sample for Greece.* « Journal of the Amer. Stat. Assoc. », Sept. 1947, Vol. 42.

Jimeno J. R. — *La natalidad y el futuro desarollo de la poblacion de Espana.* « Bol. de Estadistica », Madrid, Mar. 1943, n. 17.

Johansen S. — *The population of New Mexico : its composition and changes.* Agric. Exp. Stat. Bull. 273, June 1940, New Mexico.

Jurkat E. — *Prospects for population growth in the Near Est.* « Demographic Studies of Selected Areas of Rapid Growth ». Off. of Pop. Res. Princeton Univ.

Jurkat E. e Notestein F. W. — *Population Problems of Palestine.* « The Milbank Mem. Fund Quart. », vol. XXIII, n. 4, Oct. 1945, New York.

Kiser C. V. — *Birth rates among rural migrants in cities,* id., vol. XVI, n. 4, 1936.

Id. — *Implications of Population Trends for postwar Policy,* id., Vol. XXIII, n. 2, April 1944, New York.

Id. — *Intra-group differences in birth rates of married women,* id., vol. XIX, n. 2, Apr. 1941, New York.

Id. — *The Demographic Position of Egypt.* « Demographic Areas of Rapid Growth ». Off. of Pop. Res. - Princeton Univ.

Id. — *Significance ofpopulation trends in the United States.* « Amer. Journ. of Mental Deficiency », Vol. XLVIII, n. 4, Apr. 1944.

Id. — *Group Differences in Urban Fertility - A Study Derived from the National Health Survey.* Baltimore, 1942.

Kleun A. — *On the Growth of Populations of West.* « Essays on Population », Oslo, 1933.

Knorr W. — *Die Kinderreichen in Leipzig.* « Zeitschrift für Geopolitik ». H. 13, Heidelberg, Belin, 1936.

Kuczynski G. M. H. — 1) *Estudio familiar, demografico-ecologico en estancias indias de la altiplanicie del Titicaca (Ichupampa) ; 2) La condicion social de Indio y su insalubridad. Miradas sociograficas del Cuzco* (1) ; 3) *El Istituto medico-higienico-social del Sur. Un Proyecto organizador.* Ministerio de Salud Publica y Asistencia Social, Lima (Perù), 1945.

Kulischer E. M. — *The displacement of population in Europe.* Intern. Lab. Office, Montreal, 1943.

Lah I. — *Nova Prakticna Lastnost Gompertz-Makeham-Ovega Zakona Umrljivosti,* Zagreb, 1935.

Id. — *Starosna stuktura stanovnistva u Jugoslaviji,* prema propisu od 31 marta 1931.

Landis P. H. — *Populations problem - A Cultural interpretation.* New York, 1943.

Lasorsa G. — *Statistica demografica.* Bari, 1945.

LEPORE M. — *Demografia e Razza.* « Medicina Corporativa », Anno III, n. 12, dic. 1939.

LEWIS-FANING E. — *A Comparative Study of the Seasonal Incidence of Mortality in England and Wales and in the United States of America.* London, 1940.

LEYBOURNE, WHITE G. e WHITE K. — *Children for Britain.* London, 1945.

LOTKA A. J. e DUBLIN L. J. — *Trend in Longevity.* « The Annals of the Amer. Academy of Political and Social Science », Philadelphia, January, 1945.

LOUIS H. — *Die Bevölkerungskarte der Türkei.* Berliner Geographische Arbeiten, 1940.

LOYO G. — *La presion demografica.* El Colegio de Mexico. Centro de Estudios Sociales, 4ª Sesion del Seminario Colectivo sobre la Guerra, 1943.

ID. — *Las teorias ciclica de la poblacion y del optimum demografico.* Mexico, 1945.

LUDWIG W. — *Der Einfluss des Krieges auf die Häufigkeit der Knabengeburten.* « Forcchung und Fortscritte », 19 Jahrg, 1 und 10 Juli, nr. 19-20, 1943, Berlin, 1943.

LYON S. — *Some observations on births in Dublin in the years 1941 and 1942* - Statistical and social inquiry, Society of Ireland (6th May 1943).

MC CLEARY G. F. — *Population today's Question.* London, 1938.

ID. — *Pre-war european population policies.* « The Milbank Mem. Fund Quart. », vol. XIX, n. 2, Apr. 1941, New York.

ID. — *The Menace of British Depopulation.* London, 1937.

MARBE K. — *Zur Geburtenstatistik und Langlebigkeitsforschung.* « Allgemeines Statistisches Archiv », B. 31, Jena, 1943.

MARCH L. — *Statistique des Familles.* Statistique Générale de la France, Parigi, 1912.

MAROI L. — *La situazione demografica in Germania e nell'Inghilterra.* « Politica Sociale », Ott. 1940.

MEDANI P. — *La fecondità legittima a Trieste dal* 1900 *al* 1937. « Atti d. III Riun. d. Soc. Ital. di Dem. e Stat. » Firenze, 1939.

ID. — *Oscillazioni di breve periodo della mortalità e temperatura* - Ist. di Stat. Univ. di Trieste.

ID. — *La popolazione di Trieste nell'ultimo ventennio.* « Annali Triestini di Dir. Econ. e Pol. », vol. XII, fasc. I-II, 1942.

ID. — *Tavole di nuzialità italiane per celibi e nubili* 1930-1932. « Annali di Statistica », S. VII, vol. I, Istat, Roma.

MENTHA G. — *Les causes de décès en Suisse étudiées à la lumière de la démographie actuelle et de la demographie potentielle.* Genève, 1948.

MERTENS C. — *La répartition de la population sur le territoire belge - Etude de démographie sociale,* Louvain, 1946.

MICHALUP E. — *Contribucion al estudio de la Demografia venezolana.* « Rev. del Colegio de Ingenieros de Venezuela », n. 141, Enero a Marzo 1944, Caracas, 1944.

ID. — *El promedio de la duracion de la vida y la fundacion de Prym.* « Estadistica », Journ. of the inter-Amer. Statistical Inst., Meixico.

MIKIC F. — *Ueber den Index des Geburteneffektes.* Bevölkerungs-Kongress, 1935.

ID. — *Ueber den Index des Geburteneffektes.* « Archiv für Bevölkerungswissenschaft und Bevölkerungspolitik », VI, H. 5, Leipzig, 1936.

ID. — *La popolazione di Zagabria* (in croato). « Lijecnicki Vjesnik » n. 7, 1931, « Naucni Radovi ».

ID. — *Tavole di mortalità per le vecchie provincie, città, distretti e villaggi della Jugoslavia e per alcuni stati limitrofi dei Balcani e dell'Europa centrale* (in croato), 1934.

ID. — *La Slovenia secondo la mortalità.* « Naucni Radovi », 1-19.

ID. — *La città-tipo jugoslava secondo una distribuzione per età.* Estr. da « Archiv für Soziale Hygiene und Demographie », vol. VIII, n. 1, 1933 e in « Naucni Radovi ».

MORGEN H. — *Zur Frage der Uebervolkerung Landlicher Raume.* « Berichte über Landwirtschaft », 153 Sonderh., N. F. Prag, 1942.

MRMOLJA Z. — *Ueber die Verteilung der Geburtenueberschuesse in den deutschen und jugoslavischen Bezirken i. J.* 1939. « Ziel und Weg », 8 Jahrg. H. 7 und 9. Inaugural-Dissertation. Mediz. Poliklinik Muenchen, 1938 (in « Naucni Radovi », 21-36).

ID. — *Cambiamenti strutturali in un distretto di campagna durante un decennio.* Donja Stubica 1921-1931 (in croato). « Socijalno Medicinski pregled », XI, 1939, pp. 344-356 e in « Naucni radovi » 21-36.

NEISSER, SCHROETER von Dr. LOTTE. — *Enquete über die Ehe- und Sexualberatungsstellen in Deutschland mit Berückschtigung der Geburtenregelung,* Berlin, 1928.

NICOLICCHIA P. E. — *Su una indagine della composizione per età, sesso, stato civile e numero dei figli degli impiegati di ruolo della Direzione generale delle poste e telegrafi.* « Atti IV e V riunione scfentifica » Società Italiana Statistica, 1942.

NOTESTEIN F. W. — *Differential fertility in the East North Central States.* « The Milbank Mem. Fund Quart. », vol. XVI, n. 2, Apr. 1938, New York.

ID. — *Problems of policy in relation to areas of heavy population pressure,* id., vol. XXII, n. 4, Oct. 1944.

ID. e JURKAT E. — *Population Problems of Palestine,* id., vol. XXIII, n. 4, Oct., 1945.

ID. e TAEUBER J. B., COALE A. J., KIRK D., KISER L. K. — *La population future de l'Europe et de l'Union Soviétique - Perspectives démographiques* 1940-1970, Genève, S. d. N. 1944.

OYLER M. — *Natural increase and migration of Kentucky Population : 1920 to* 1935. University of Kentucky. Agric. Exp. Station. Bull. n. 395, Lexington, 1939.

PAGLINO F. — *Su la misura della fecondità matrimoniale della donna.* « Metron », vol. XIV, n. 2-3-4.

PAIS MORAIS J. J. — *Algunos aspectos demograficos da populaçao portuguesa.* Inst. Nacional de Estatistica, Lisboa, 1947.

PEARL R., REED L., KISH J. — *The logistic curve and the census count of* 1940. « Science », Nov. 22, 1940, vol. 92, n. 2395.

PIRES DE LIMA J. A. — *Os povos do Imperio Português.* Porto. 1938.

PRATT F. H. — *Population and Peace Address.* Annual Meeting. Oct. 6, 1944 of Planned Parenthood, Richmond, Virginia.

RAMNEANTU P. — *Biotype and fertility of women from the province of Banat (Rumenia).* « Congrès International de la Population », Paris, 1937.

RAYMOND P. — *Fertility and Contraception in New York and Chicago.* « The Journ. of the Amer. Medical Assoc. », vol. 108, n. 17, Apr. 24, 1937.

REDDAWAY W. B. — *The Economics of a Declining Population.* London, 1945.

RODGER J. — *Family Limitation for the Rural Population*, Bellaire, 1940.

ROESLE E. — *Die neue Geburts- und Sterblichkeitsstatistik - fuer die Staedte der Tschechoslowakei vom Jahre* 1923. « Muenchner Medizinische Wochenschrift », n. 11, München, 1925.

ID. — *Die Todesursachenstatistik Estlands*, id., n. 31.

ROS JIMENO J., VILLAR SALINAS J., ALMANSA R. J., CASTRO B. R., A. VALLEJO, NAJERA Y PRIMITIVO DE LA QUINTANA. — *Estudios demograficos.* Consejo Sup. de Investig. Cientificas, Inst. Balmes de Sociologia, Madrid, 1945.

ROSKELLEY R. W. — *Population Trends in Colorado.* Colorado, 1940.

RUBIN I. C., ZAKIN D. — *Contraception masking sterility and infertility.* « The Journ. of the Amer. Medical Assoc. », vol. 132, n. 17, Dic. 1946.

RUSSELL J. C. — *British Medieval Population.* Albyquerque, 1948.

SALLERON L., AMAURY E., BRASSIER L., BURON R., FAIVRE D'ARCIER M., DE GRIEGES D., HELLEN Y., HOURDIN G., JEANNIN G., SALAUN Y., SAUVY A., DE TAVERNOST A., DE VEICOURT G. — *Principes d'action démographique - Malthus-a-t-il menti ?* Paris, 1946.

SALVEMINI T. — *Funzione interpolatrice della distribuzione dei centri secondo il numero degli abitanti.* « Annali di Stat. », S. VI, vol. XVI, 1932, Istat, Roma.

ID. — *La mortalità nel Belgio e nell'Italia nell'ultimo cinquantennio*, « Genus », vol. IV, n. 1-2, Nov. 1939.

SARKAR K. B. — *The Circulation of Elites according to Pareto and Gini-The logistic and other Laws of Population ; Gini's rotation of world-Hegemony.* « Villages and Towns as social Patterns », Calcutta, 1941.

SASSONE M. — *La riproduttività differenziale in Roma.* Fac. di Sc. Pol R. Univ. di Roma, 1934-35.

SAUVY A. — *La population : ses lois, ses équilibres.* Paris, 1944.

SAVORGNAN F. — *Le conseguenze demografiche della seconda guerra mondiale.* « Scienze », Gen. 1943.

ID. — *Corso di Demografia.* Pisa, 1929.

ID. — *L'ereditarietà della fecondità nelle famiglie numerose.* « Riv. Ital. di Dem. e Stat. », Roma, Genn. 1947, vol. I, n. 1.

ID. — *La mortalità infantile dei primogeniti e dei cadetti.* « Razza e Civiltà », A. III, n. 5-7, 1942, Roma, 1942.

ID. — *La struttura per età delle case sovrane d'Europa - Il diritto di primogenitura e la fecondità matrimoniale dei primogeniti e dei cadetti dell'alta aristocrazia - Come si estingue una generazione - L'estinzione dei matrimoni.* « Studi di Stat. Demogr. ed Economia », Città di Castello, 1944,

ID. — *Die Kindersterblichkeit der Erstgeborenen.* « Deutschen Stat. Zentralblatt », 23 Jahrg, 1941, H. 5-8.

SCHELLING H. — *Primipare e multipare.* « Riv. Ital. di Dem. e Stat. », Ott. 1947, vol. I, n. 2-3.

Id. — *Zur Frage der Ubersterblichkeit der Männer im berufsfähigen Alter.* « Archiv für mathematische Wirtschafts- und Sozialforschung », B. VIII, H. I, Berlino, 1942.

Shapiro H. L. — *A World Full of People : the facts of population.* « Natural History Magazine », The Amer. Museum of Nat. History, New York.

Smith T. L. — *Population Analysis.* New York, 1948.

Sonnabend H. — *Why People's Centres ?* Witwatersrand University, Library Lect. Room, Oct. 28 th 1946, Johannesburg.

Sovani N. V. — *The Population Problem in India - A Regional Approach.* Poona (India) 1942.

Spezzaferri A. — *Alcune considerazioni sulla diminuzione della mortalità in Italia.* « Difesa Sociale », n. 9-10, 1940.

Spier L. — *Growth of Japanese Children born in America and in Japan.* Seattle, 1929.

Stix R. K. — *Contraceptive service in three areas.* « The Milbank Mem. Fund Quart. », vol. XIX, n. 2-3, Apr.-July 1941, New York.

Stone H. M. — *Birth Control - A present Day Survey.* « Health and Hygiene », April, 1937, Reprint revised 1938-1941, Margaret Sanger Research Bureau - New York, 1945.

Svarc Z., Mikic F. — *The infant-mortality in Zagreb.* Zagreb, 1936.

Szameitat K. — *Neue Wege fur die Volkszählung Erfahrungen aus der Volkszählung* 1946 *und Gedanken zur Weltzählung* 1950. Festvortrag fur die Tagung der Deutschen Stat. Gesellschaft in München am 22 Sept. 1948.

Szuic S. — *Badania Nad Rozrodczoscia w Polsce.* « Les Etudes sur la Réproductivité en Pologne », Warszawa, 1933.

Ta Chen. — *Population in Modern China.* Chicago, III, 1946.

Taenber C. — *Wartime population changes in the United States.* « The Milbank Mem. Fund Quart. », vol. XXIV, n. 3, July 1946, New York.

Taeuber I. B. e Beal E. G. — *The Dynamic of Population in Japan - A Preliminary Report.* « Demographic Studies of Selected Areas of Rapid Growth », New York, 1944.

Tagliacarne G. — *Il controllo delle nascite nel pensiero di Gandhi.* « Riv. ital. di Dem. e Stat. », Gen. 1947, vol. I, n. 1, Roma.

Thirring L. — *Importanza demografica dei quattro ingrandimenti territoriali dell' Ungheria.*

Thompson W. S. — *War and Postwar Population Shifts in the United States.* Third Series of Confer. Inst. on Postwar Reconstruction. New York Univ., S. III, n. 12, May 17, 1944.

Id. Whelpton P. K. — *Estimates of future population of the United States* 1940-2000. Committee on Popul. probl. of the National Resources planning board, Washington, 1943.

Tietze C. — *Abortion as a Cause of Death.* « Amer. Journ. of Public Health », vol. 38, n. 10, Oct. 1948, New York.

Id. — *Differential Reproduction in England.* « The Milbank Fund Quart. », vol. XVII, n. 3, July 1939, New York.

Id. — *Differential reproduction in the United States - Paternity rates for occupational classes among the urban white population.* « The Amer. Journ. of Sociology », vol. XLIX, n. 3, Nov. 1943, U. S. A.

ID. — *Human fertility in Puerto Rico.* « The American Journal of Sociology » Vol. LIII, n. 1, July 1947. U. S. A.

TOJA G. — *Sull'ordinamento delle osservazioni demografiche.* « Boll. d, Assoc. Ital. per l'increm. d. Scienza degli Attuari, 20 Nov. 1907. Milano.

UNGERN, STERNBERG (von) RODERICH. — *Die Bevölkerungsverhaltnisse in Ungarn, mit besonderer Berücksichtigung des Selbstmordes.* Veröffentlichungen aus dem Gebiete des Volksgesund heitsdienstes, B. LVI, H. 4, Berlin, 1942.

VACCHINI A. — *La popolazione italiana - Storia della popolazione e demografia italiana.* Milano, 1941.

VANDELLOS Y SOLA' J. A. — *Discussion sobre la duracion media de vida en Venezuela,* Caracas, 1941.

VERDUGO J. A. — *Influencia de la guerra en algunos fenomenos demograficos.* « II Reunion Nacional de Sanitarios espanoles », Barcelona, Abril 1947, Madrid, Inst. Nacional de Estadistica.

VERGARA D. J — *Politica demografica y teorias de la poblacion en nuestro tiempo.* « Rev. de Estudios politicos », A. I., n. 3, Madrid, 1941.

VICENTINI R. — *Germogli appassiti - Studio sulla mortalità infantile nel Bergamasco.* Bergamo, 1940.

VILLAR SALINAS J. — *La natalidad contemporanea en España.* « Al servicio de España y del niño español », n. 51 y 52, Madrid, 1942.

ID. — *Repercusiones demograficas de la ultima guerra civil espanola.* Madrid, 1942.

WHELPTON P. K. e KISER CLYDE V. — *Trends, determinants, and control in human fertility.* « The Annals of the American Academy of Political and Social Science », Philadelphia, January 1945.

ID. e KISER C. V. — *Social and Psychological Factors affecting Fertility - III. The completeness and accuracy of the Household survey of Indianopolis.* « The Milbank Mem. Fund Quart. », vol. XXIII, n. 3, July 1945, New York.

ID. ID. —. *Developing the schedules, and choosing the type of couples and the area to be studied,* id., vol. XXIII, n. 4, ct. 1945.

ID. ID. — *The sampling plan, selection, and the representativeness of couples in the inflated sample,* id., vol. XXIV, n. 1, Jan. 1946.

WHITE K. e LEYBOURNE W. C. — *Children for Britain,* London, 1945,

WILLCOX W. — *Studies in American Demography.* Ithaca-New York. 1940.

VINCI F. — *II. Sulla misura di alcune tendenze delle popolazioni.* « Congrès de la Population », Théorie générale de la Population.

WISSLER C. — *Distribution of deaths among American Indians.* « Human Biology », vol. 8, n. 2, May 1936.

ID. — *The excess of females among the Cree Indians.* « Proceed. of the National Academy o Sciences », vol. 22, n. 3, 1936.

WUNDT (von) M. — *Aufstieg und Niedergang der Völker - Gedanken über Weltgeschichte auf rassischer Grundlage.* München, Berlin, 1943.

YERUSHALMY I. — *The existence of an optimum interval between births.* Bethesda, 1945.

YÜCEULUG R. — *Savas Sonu Nüfus Meseleleri - Türkiye Nüfusu üzerinde Incelemeler ve Fikirler* (*I problemi delle popolazioni del dopo*

guerra - Indagini e idee sulla popolazione turca). Basvekalet Istatistik Umum Müdürlügü », Ankara, 1944.

Id. — *The population of Turkey according to the last four Censuses in the Republic Period*(Manoscritto), 1947.

Id. — *Türkiye Nüfusu. Cümhurievt Devrindeki son Dort. Nüfus Layimi somclarina Göre.* Ankara, 1947 (*La popolazione della Turchia secondo gli ultimi quattro censimenti*), Ankara, 1947. (T. C. Barbakanlik Istatistik Genel Müdürlügü).

Zangari D. — *Delle colonie albanesi d'Italia con particolare riguardo alle colonie albanesi di Calabria e allo sviluppo storico e demografico di Caraffa, Carfizzi e San Nicola dell'Alto nel Catanzarese.*

Britain and her Birth-rate. — *A Report prepared by Mass-observation for the Advertising Service Guild - The sixth of the « Change » Wartime Surveys*, London, 1945.

Central Bureau for Medical Statistics (Haddassah Medical Organisation), n. 3. — *Statistical tables on the natality among the various sections of the population of Palestine.* Jerusalem 1945.

Milbank Mem. Fund. *Proceedings of the Round table on population problems - Demographic studies of selected of areas rapid growth.* Twenty-second Annual - Conference, April 13-13, 1944 New York.

Federal Council of the Churches of Christ in America. — *Committee on Marriage and the Home - Moral aspects of birth control some recent pronouncements of religious bodies.* New York, 1938.

Id. — *Population trends in south - Western Pennsylvania.* 1910-1944, Pittsburg, 1945.

Soc. Ital. di dem. e stat. — *Problemi economici demografici del Mediterraneo.* « Atti della VII riun. scientifica », Milano, 1942.

Id. — *The optimum population for the United States,* « The Journal of the Amer. Medical Assoc. », Dec. 28, 1940, Chicago, III.

DEMOGRAFIA: MIGRAZIONI

Blegen T. C. — *Norvegian Migration to America* (1825-1860). Northfield, Minnesota (U. S. A.) 1931,

Id. — *Norvegian Migration to America.* The Amer. Trans. Northfield, Minnesota (U. S. A.) 1940.

Citroen H. A. — *Les migrations internationales - Un problème économique et social.* Paris, Libr. de Médicis, 1948.

Cohen F. S. — *Immigration and National Welfare.* New York, 1940.

Davie M. R. — *Refugees in America.* Rep. of the Committee for the Study of Recent Immigration from Europe, New York, London, 1947.

Duncan F. M. — *Wonders of migration*, London, S. a.

Faralli I. U. — *Italiani nel Perù.* « Centro Ital. di Studi Amer. ». Comitato Storico Pol., n. 21, Roma, 1941.

Hansen M. L. — *The Immigrant in American History.* Cambridge, 1942

Id. — *The Atlantic Migration* 1607-1860 - *A history of the continuing settlement of the United States.* Cambridge-Massachusetts, 1945.

Lo Gatto E. — « *L'espansione degli slavi* » *di H. Sonnabend* (recensione). in « L'Europa orientale », Nov.-dic. 1932.

Menefee S. C. — *Mexican Migratory Workers of South Texas.* Washington, 1941.

Oyler M. D. — *Fertility Rates and Migration of Kentuky Population* 1920 *to* 1940, *as Related to Communication, Income and Education*, University of Kentucky, Lexington, 1944.

Querin S. — *L'emigrazione e le sue ripercussioni sulla famiglia e l'Azione Cattolica. Risultati di una Statistica e insegnamenti di una Diocesi*, Pordenone, 1942.

Schechtman J. B. — *European Population Transfers* 1939-1945. New York, 1945.

Senior C. — *Puerto Rican emigration*. Soc. Science Res. Center. - University of Puerto Rico, 1947.

Id. — *The Puerto Rican migrant in St-Croix*. Id., Rio Piedras, 1947.

Torre (de la) R. T. P. — *Problemas de las migraciones internacionales a la luz de los documentos pontificios*. Madrid, 1946.

Wissler C. — *Population changes among the northern plain Indians*. London, 1936.

Milbank Mem. Fund. — *Postwar problems of migration*. (Conference, Oct. 29-30, 1946), New York, 1947.

Oversea Settlement Dep. — *Handbook for men who are thinking of settling overseas*. The Oversea Settlement Dep. Caxton, House, Westminster, 1925.

Id. — *Opportunities for girls overseas*. Soc. for the Oversea Settlement of British Women, Caxton-House, Westminster, 1925.

DIRITTO

D'Amelio M. — *L'autonomia dei diritti, in particolare del diritto finanziario nell'unità del diritto*. Padova, 1941.

Ermini G. — *Jus commune e utrumque ius*. « Actis Congressus Juridici Intern. » Romae, 12-17 Nov. 1934, vol. II, Roma, 1935.

Griziotti Kretschmann J. — *Coordinamento fra diritto, etica, economia e finanza nella dottrina istituzionalista americana*. « Riv. di Diritto Finanz. e Scienza d. Finanze », Mar. 1941, Padova, 1941.

Jowitt (Lord) W. A. — *Legal Training in England*. Rome, 1947.

Id. — *The English Conception of the Rule of Law*. Discorso all'Assoc. Anglo-Italiana, riassunto. Roma, 1947.

Maday A. — *Le Droit, son origine, son évoloution*. Bale, 1943.

Panunzio S. — *Motivi e metodo della codificazione fascista*. Milano, 1943.

Rossi L. — *Scritti vari di diritto pubblico*, vol. VI. Roma, Univ. Ist. di Dir. pubb. Milano, 1941.

Spinelli L. — *La presunzione di morte nel diritto della Chiesa*. Roma, 1943.

Van der Valk M. — *An outline of Modern Chinese family Law*. « Monumenta sinica », Journ. of Oriental Studies of the Catholic Univ. of Peking, Monograph II, Peking, 1939.

DIRITTO AGRARIO

Maroi F. — *Il diritto agrario nell'Egitto Romano*. Oss. Ital. di Dir. Agrario, Roma, 1945.

Id. — *Il diritto agrario nelle epigrafi romane*. Id., id., 1938.

Id. — *Il diritto agrario nelle fonti cristiane*. Id., id., 1943.

Id. — *Il diritto agrario romano nell'arte figurativa.* Conferenza, id., id., 1943.

Id. — *Il diritto agrario romano nelle fonti letterarie.* Conferenza, id., id., 1943.

Id. — *L'agricoltura nel libro del lavoro del nuovo codice civile.* « Atti della R. Acc. dei Georgofili », Firenze, 1942.

Serres J. R. — *Regimen juridico rural - A proposito de la codificacion uniforme.* Univ. de Buenos Aires. Fac. de Agronomia y Veterinaria. Inst. de Economia y Legislacion Rural, T. V, Fasc. I, Buenos Aires, 1944.

DIRITTO CANONICO

De Luca L. — *La transazione nel diritto canonico.* Roma, Università, 1942.

DIRITTO COMUNE

Ermini G. — *Corso di diritto comune.* 1) *Genesi ed evoluzione storica - elementi costitutivi - fonti.* Milano, 1943.

Id. — *Note sul diritto di accrescimento.*

Id. — *Il concetto di eredità giacente nella glossa ordinaria al « Corpus Iuris »,* « Riv. di Storia del Dir. Ital. », A. XII, vol. XII, fasc. I, Bologna, 1939.

Id. — *Note sul diritto di accrescimento ereditario secondo la glossa d'Accursio al Corpus Iuris.* « Studi di Storia del Dir. », vol. I, Milano, 1938.

Id. — *La regola « Nemo pro parte testatus pro parte intestatus decedere potest » nella glossa ordinaria al Corpus Iuris.* « Riv. It. per le Sc. Giur. », A. XII, fasc. I, 1937, Roma-Foro Ital., 1937.

Id. — *Note sull'accettazione dell'eredità secondo la glossa ordinaria del corpus iuris.* « Studi in onore di Arrigo Solmi », vol. I, Milano, 1941.

DIRITTO COMMERCIALE

Falletti C., Cattaneo C. — *Vendita a rate.* « Il Ragioniere Professionista », Torino, apr. 1938, Bologna.

DIRITTO DEL LAVORO

Panunzio S. — *La forza del corporativismo.* « Il Diritto del lavoro », fasc. 3-4 1942, Roma.

DIRITTO PENALE

Gatti T. M. — *Influenze del pensiero italiano sulle legislazioni e le scienze criminali Latino-Americane.* Ass. Italo-Sud-Amer. conferenza, Roma, 1947.

DIRITTO PUBBLICO

Landers M., Ford K. S. — *Local government in Cheboyan county.* Univ. of Michigan, 1940.

Ventrone A. — *L'Amministrazione dello Stato Pontificio dal 1814 al 1870.* « Monografie dell'Ist. di Dir. Pubbl. della Fac. di Giurispr. della Univ. di Roma, Roma, 1942.

DIZIONARI

FELLER F. E. — *A new English and French poket dictionary.* Vol. I, Paris.

TOMBA S. — *Italiensk - Svensk Ordfok* (vocab.), Stockholm.

TORREA J. M. — *Diccionario Geografico - Historico, Biografico y Estadistico de la Republica Mexicana.* (Estado de Tamaulipas), Mexico, 1940.

ECONOMETRICA

ANDERSON T. W. and LEIPNIK R. B. — *Three Papers on Serial Correlation Coefficients and Oscillatory Time Series*, Cowles Commission for Res. in Economics. N. S. n. 21, Chicago, 1947.

FISCH R. — *The Responsability of the Econometrician.* « Econometrica », vol. 14, n. 1, Jan. 1946. Univ. of Chicago, Chicago 37, Ill.

MEDOLAGHI P. — *Schemi econometrici.* « Riv. Ital. di Dem. e Stat. », Ott. 1947, vol. I, nn. 2-3.

ID., ID. — *Sulle fluttuazioni economiche*, « Acta » Vol. VIII, n. 18.

KENDALL M. G. — *Contributions to the Study of oscillatory Time-Series*, Nat. Just. of Econ. and Soc. Res. Combridge Univ. Press., 1946.

TINTNER G. — *A note on the derivation of production functions from farm records.* « Econometrica », vol. 12, n. 1. Jan. 1944, The Univ. of Chicago Ill.

ID. — *An application of the variate difference method to multiple regressio.* Id., n. 2, Apr. 1944

ID. — *A « Simple » theory of business fluctuations.* Id. Vol. 10, n. 3-4 July Oct. 1942.

ID. — *The pure theory of production under technological risk and uncertainty* « Econometrica », vol. 9, n. 3-4, July-Oct. 1941, The Univ. of Chicago Ill.

ID. — *The Theory of Choice under subjective risk and uncertainty.* Id.id.

ID. — *The « Simple » Theory of Business Pluctuations : A tentative verification.* « The Review of Economic Statistics », vol. XXVI, n. 3, Aug. 1944, Journ. Paper N. J. 1217, Jowa Agric. Exp. Station, Ames Jowa Project, n. 557 J.

ID. — *The variate difference method.* Bloomington-Indiana, 1940.

ID. — *The theory and measurement of demand.* « Journal of Farm Economics », vol. XXI, n. 3, Aug. 1939.

ID. — e BROWNLEE O. H. — *Production functions derived from farm records.* Id., Vol. XXVI - N° 3 Aug. 1944.

MEETING OF THE AMER. STAT. ASS. AND THE ECONOMETRIC SOC. — *The Dynamics of Automobile Demand.* « Detroit, Michigan, Dec. 27, 1938, New York, 1939.

ECONOMIA

ALLAIS M. — *Abondance ou misère. Propositions hetérodoxes pour le redressement de l'économie française*, Paris, 1946.

AMOROSO L. — *La teoria matematica del programma economico.* « Cournot nella economia e nella filosofia », Padova, 1939.

Amoroso , Baudin, Bordin ed altri. — *Cournot nella economia e nella filosofia.* Venezia, Fac. di Econ. e Comm. Padova, 1939.

Amstutz A. et Borloz A. — *Endettements, productions, compréhension économétrique.* « Revue suisse d'économie polit. et de stat., » Vol. 81, Dec. 1945.

Annesi A., Anselmi A., Del Buttero A., Di Simone G. M., Messina G., Paoscia L., G. Pedoia G., Raminella P., Ratti A. M. —*Realtà e prospettive della economia italiana.* Prefaz. di L. Barzini jr., Milano, 1946.

Anstey B. — *On the Nature of Value.* « The Sociological Review », vol. XL Year 1948. Sect. 2, Ledbury-England.

Arena C.. — *L'economia di guerra.* Roma, 1941.

Id. — *I progressi della scienza economica italiana nell'ultimo ventennio.* « Gli Annali della Univ. d'Italia », A. IV, num. spec., Roma, 1943.

Aymerich A. B. — *El Paro Obrero,* Inst. de Investig. economicas, Barcelona, 1941.

Ayres C. E. — *The Theory of Economic Progress.* Chapell Hill, 1944.

Aznar S. — *Estudios Economico-Sociales.* « Ecos del Catolicismo Social, Espana », Ist. de Estudios Politicos, 1946.

Bachi R. — *Economic inquiry.* Jerusalem, 1943.

Backman J. — *Rationing and Price Control in Great Britain.* Washington, 1943.

Baloch T. — *The International Aspects of Full Employment.* « The Economics of Full Employment ».

Barberi B. — *Il complesso economico mediterraneo nel quadro del nuovo ordine europeo e mondiale.* Roma, 1941.

Barfod B. — *Om forbrugsteori og teorien om indextal mit zusammenfassung.* « Nordisk Tidsskrift for Teknisk Okonomi », Kobenhavn, 1942.

Baudin L. — *La loi économique.* « Cournot nella economia e nella filo sofia », Padova, 1939.

Benham F. — *Economics.* London, 1947.

Bechtel H. — *Grossraumdenken in der Wirtschaftsgeschichte.* « Europäische Grossraumwirtschaft », da 1 a 8, Leipzig, 1941.

Bergson A. — *The Structure of Society Wages.* Cambridge Mass., 1946.

Berlovits E. — Atkins G. C. — *The Mechanics of Full Production and Full Employment. A Solution to Depressions.* New York, Chicago, 1946.

Bertolino A. — *Economia umanistica.* « Argomenti », Firenze. A. I, n. 1,

Bilimovic A. — *Nekoliko dinamichih shem gospodarskega procesa.* Lubiana, 1943.

Blankenship A. B. — *Consumer and Opinion Research. The Questionaire technique.* New York-London, 1943.

Boning A. — *Grundsatzfragen der Marktregelung in der gewerblichen Wirtschaft.* in « Probleme der Gelenkten Wirtschaft ». Berlin, 1942.

Bordin A. — *Le teorie economiche di A. Cournot e l'ordinnamento corporativo.* « Cournot nella economia e nella filosofia », Padova, 1939.

Boulding K. E. — *Economic Analysis.* New York, 1941.

Id. — *The Economics of Peace.* New York, 1945.

Brambilla F. — *La teoria degli effetti cumulativi.* « Rend. del R. Ist. Lomb. di S. e Lett. », Serie III, vol. LXX ,fasc. III, 1937.

Breglia A. — *Temi di economia e vita sociale.* Milano, 1942.

Briska R. — *Vojnové Hospodàrstvo* - « Kriegswirtschaft » (rias. in tedesco), Bratislava, 1942.

Bunce A. C. — *The Economics of soil conservation.* Ames (Jowa), 1945.

Burns A. F. — *Economic Research and the Keynesian Thinking of Our Times.* 26th annual rep. of the Nat. Bur. of Economic Res. New York, 1946.

Cannaan E. — *Wealth. A brief explanation of the causes of economic welfare.* New York, 1928.

Caravaglia A. — *Diversi eterodossi sull'economia corporativa.* « Riv. It. di Sc. Economiche », A. XV, Bolognn, 1943.

Carli G. — *Economia e tecnica.* Roma, 1944.

Id. — *Gli scambi internazionali, la nazionalizzazione delle imprese ed i piani economici.* Roma, 1944.

Caujolle P. — *Comptabilité, Statistique, Economie politique.* « Economie contemporaine ». Centre de Rech. et de Docum. Economiques. Avril 1948. Paris.

Chessa F. — *Economia politica corporativa.* P. I, Torino, 1941.

Id. — *L'attività economica e lo scambio.* Vol. I, Torino, 1941.

Chi-Yun-Chang. — *The Natural Resources of China.* New York, 1945.

Churchman C. W., Ackoff R. L., Wax M. — *Measurement of Consumer Interest.* Philadelphia-London, 1947.

Ciasca R. — *Il problema della terra.* Milano, 1921.

Id. — *Storia delle bonifiche del Regno di Napoli.* Bari, 1928.

Clark J. M. — *Demobilization of Wartime Economic Control.* New York-London-Mc Graw-Hill, 1944.

Clodius C. — *Neue Wege der europäischen Handelspolitik.* « Das Neue Europa », Dresden, 1941.

Condliffe J. B. e Stevenson A. — *The Common Interest in International Economic Organisation.* International Lab. Off., Montreal, 1944.

Coppola D'Anna F. — *La ricostruzione economica e il suo finanziamento.* Milano-Roma, 1946.

Id. — *Popolazione, reddito e finanze pubbliche dell'Italia dal* 1860 *ad oggi* Roma, 1946.

Corti C. — *L'economia e lo spirito.* Milano, 1945.

Daitz W. — *Der Weg zur volkischen Wirtschaft.* Teil I. - *Deutschlands Wirtschaftsordnung aus eigener Kraft und eigenem Raum.* Berlin, 1938.

Id. — 1) *Zum Umbaum der Volks und Weltwirtschaft ;* 2) *Die alte Städtehause und der kontinental-europäische Wirtschaftskreislauf ;* 3) *Die Grundlagen europäischer Marktordnung ;* « Das Neue Europa », Dresden, 1941.

Damalas B. V. — *La crise du capitalisme et le problème de l'économie dirigée.* Paris, 1946.

Dameron K. — *Consumer Problems in Wartime.* New York-London, 1944.

De Figueroa E. — *Principales « interrelaciones » de la teoria del empleo.* « Anales de Economia », vol. II, nn. 7-8, Madrid.

De Leener G. — *L'abandon de l'économie libre et les postulats économiques d'un ordre nouveau*, Bruxelles, 1945.

De Oliveira A. A. — *Portugal perante as tendencias da economia mundial*. Lisboa, 1947.

De Pietri Tonelli A. — *Generalizzazioni via via più larghe, della soluzione data da Cournot al problema economico particolare dello scambio di beni economici, fra i soggetti diversi, in un tempo economico elementare*. « Cournot nella economia e nella filosofia ». Padova, 1939.

De Polzer A. — *Sul problema della riduzione dei costi di produzione*. « Critica Economica » luglio-agosto 1946.

De Vergottini M., Luzzatto P. P., Marussi A. Medani P. — *L'economia della Venezia Giulia*. Univ. di Trieste, Ist. di Stat., Trieste, 1946.

Dieterlen P. — *Les normes économiques. - Mesure de quelques-unes d'entre elles*. Inst. Scient. de Rech. Econ. et Soc., Thouars, 1943.

Di Grazia G. — *La scienza economica e le sue applicazioni. - Divulgazione*. Bari, 1946.

Doboszynski A. — *The Economics of Charity*. London, 1945.

Dorn F. — *Einrichtungen und Mittel der Wirtschaftslenkung*. in « Probleme der Gelenkten Wirtschaft ». Berlin, 1942.

Dorn K. — *Nuove materie prime tedesche*. Roma, 1941.

Dupriez L. H. — *Du concept d'équilibre en économie politique*. Rapp. introductif au Congrès des Economistes de langue française, « Revue d'Econ. politique », Mai 1948.

Einaudi L. — *Galiani als National-ökonom*. « Schweizerische Zeitsch. für Volkswirtschaft und Statistik », 81 Jahr. H. 1, 1945.

Id. — *Saggi sul risparmio e l'imposta*. Scritti di economia e finanza , I, Torino, 1941.

Eyraud H. — *Economie pure. - Credit et spéculation*. Colloque inter. de calcul des probab. et de stat. math. Lyon 28 Juin-3 Juill. 1948.

Epstein M. — *La réglementation internationale d'un marché de matières premières. L'exemple du cartel international de l'étain*. Fribourg, 1943.

Esposito De Falco S. — *Contributo alla teoria economica del costo*. Napoli, 1942.

Eucken W. — *Die Grundlagen der Nationalökonomie*. Jena, 1940.

Ezekiel M. — *Towards World Prosperity. - Through industrial and agri cultural Development and Expansion*. New York-London, 1947.

Fanfani A. — *La sfortuna di Malthus in Italia*. « Riv. int. di Scienze soc. », Milano, 1934.

Id. — *Vent'anni di attività nel campo degli studi economici*. « Riv. Int. di Sc. Soc. », A. L., fasc. I, Milano, 1942.

Farias E. A. — *Economia Colonial de Venezuela*. Mexico, 1946.

Fauquet G. — *Il settore cooperativo. - Saggio sul posto dell'uomo nelle istituzioni cooperative e di queste nell'Economia*. Milano, 1948.

Federici L. — *Teoria dei cambi con particolare riguardo al caso delle monete segno*. Milano, 1945.

Ferri C. E. — *La concezione energetica della rendita*. Pavia, 1928.

Filley H. C. — *The Wealth of the Nation*. Lincoln, 1945.

Fischer J. — *Grundsatzfragen der Marktregelung in der gewerblichen Wirtschaft*. « Probleme der Gelenkten Wirtschaft », Berlin, 1942.

FLORIN R. — *Dynamique économique.* Soissons, 1948.

FOLLIET E. — LIEBMANN H. — *Mélanges d'études économiques et sociales.* Genève, 1945.

FORDE D. — SCOTT R. — *The native economics of Nigeria being the first volume of a study of the Economics of a Tropical Dependency,* London,

FOSSATI E. — *Elementi di Economia razionale* Vol. I, « Statica », Padova, 1946.

FOULON L. A. — *El problema economico de la pampa.* Univ. de Buenos Aires, Fac. de Agronomia y Veterinaria, Inst. de Economia Legislacion rural, T. II, Buenos Aires, 1939.

FRANKEL H. — *Whither South Africa ? An Economic Approach.* Oxford, 1947.

FRICKEY E. — *Economic Fluctuations in the United States.* Cambridge, 1942.

FRISCH R. — *Overdeterminateness and optimum equilibrium.* « Nordisk Tidsskrift for Teknisk Økønomi », Kobenhavn, 1948.

FUÀ G. — *Il collettivismo e gli economisti moderni.* « Società Nuova », n. 3, marzo 1946.

ID. — *Testi e documenti per lo studio di un'economia collettivista.* « Società Nuova », n. 3, marzo 1946.

FUNK W. — *Discorso pron. il 20 Ott. 1941 nella R. Univ. di Roma.*

GATHTGENS W. — *Die rechtlichen Grundlagen der Warenbewirtschaftung-* « Probleme der Gelenkten Wirtschaft », Berlin, 1942.

GARCIA A. — *Nueva economia fundamental, hacienda publica y derecho trascendental inmobiliario.* Madrid, 1947.

GEBHARDT G. — *Wirtschaftsfreiheit für Europa.* « Das Neue Europa », Dresden, 1941.

ID. — *Europas Wirtschaftsfreiheit.* Essen, 1941.

GENECHTEN (VON) R. — *Die Stellung der Niederlande innerhalb der wirtschaftlichen Neuordnung Europas.* Jena, 1943.

GEORGE P. — *L'Economie des Etats-Unis.* Paris, 1946.

GERA G., LIGUORI R. — *Economia politica. Scienza delle Finanze e Statistica.* Vol. I. *Economia pol. e Stat. ;* Vol. II. *Sc. delle Finanze ed Econ. monetaria.* Roma.

GIANNINI T. C. — *La « depressione » negli Stati Uniti. Ciò che si vede e ciò che non si vede.* « Riv. di Pol. Econ. », 1935-36, Roma.

GIBSON D. L. — *Socio-Economic Evolution in a timbered area in Northern Michigan.* A Case Study of Cheboygan, Michigan, 1890-1940. Michigan State College, Agric. Exp. Station Sect. of Sociology, East Lansing, Tech. Bull. 193, June 1944.

GIUGIA T. — *Di alcuni effetti delle invenzioni e migliorie sul sistema economico,* Genova-Roma, ecc., 1942.

GIUFFRIDA V. — *I calmieri.* « La Nuova Rassegna », A. II, n. 3/5, Febbr. 1917.

GODOLIN (VON) A. — *Die Volkswirtschaft Finnlands und ihre Weltwirtschaftlichen Verflechtungen in der Nachkriegszeit.* Jena, 1939.

GOLDENBERG L. — *Saving in a State with a Stationary Population.* « The Quart. Journ. of Economics », vol. LXI, Nov. 1946. n. 1.

GOMEZ DE CERVANTES G. — *La vida economica y social de Nueva España al finalizar el siglo XVI,* Mexico, 1944.

GRAZIADEI A. — *Il risparmio, lo sconto bancario e il debito pubblico.* P. VIII, I, 217, Milano, 1941.

GREENWOOD MAJOR. — *The Evolution of an Industrial Society.* « Brit. Journal of Ind. Medicine, » vol. 1, n. 1, Jan. 1944.

GREFFIER M. E. — *La accion del capital extranjero en el desarrollo economico de la America latina.* Buenos Aires, 1945.

GREIDANUS T. — *The Development of Keynes' Economic Theories.* London, 1939.

GUENZATI G. — *Diamo la casa in regalo ai combattenti.* Studio di econ. pura sulla casa-benessere. « Case d'oggi », n. 3, Mar. 1943.

ID. — *Di un sistema bilanciato pel benessere.* Studio di econ. pura, Milano.

ID. — *Due sistemi-idee contabili (non confutabili) pel benessere.*

HAAVELMO TRYGVE, KLEIN LAWRENCE R., FRISCH RAGNAR. — *Optimum institutions.* Summary of a discussion. Univ. Inst. of Economics, Oslo Oct. 8, 1948.

HANS J. S. — *Deutsch-Südösteuropäische Wirtschaftsgemeinschaft.* Berlin, 1943.

HASSMANN H. — *Die Organisation der wirtschaftlichen Selbstverwaltung.* « Probleme der Gelenkten Wirtschaft », Berlin, 1942.

HAZLITT H. — *Economic in one lesson.* The Foundation For Economic Education, Irvington-On-Hudson. New York.

HEDEMANN W. — *Der Grossraum als Problem des Wirtschaftsrechts.* « Deutsche Rechtswissenschaft », 6 B. , 3 H., Juli 1941.

HENDERSON H. — *The uses and abuses of economic planning.* Cambridge, 1947.

HERSCH L., FOLLIER E. — *Mélanges d'études économiques et sociales.* Genève, 1945.

HERSKOVITS M. J. — *The Economic Life of Primitive Peoples.* London-New York, 1940.

HERZOG J. S. — *El pensamiento economico en Mexico.* Mexico, Buenos Ayres, 1947.

HESKE F. — *Bedeutung des Tropenwaldes in europäisch-afrikanischen Grossraum.* « Das Neue Europa », Dresden, 1941.

HICKS J. R. e HART A. G. — *The Social Framework of the American Economy. An Introduction to Economics.* New York, 1945.

HOFFMANN R. — *Die Planung des Reichsautobahnnetzes, eine Aufgabe der Grossraumplanung.* « Das Neue Europa », Dresden, 1941

HORWITZ P. — *Les fonds d'égalisation des changes et leurs fonctions économiques.* Lausanne-Paris, 1940.

HOTELLING H. — *The general welfare in relation to problems of taxation and of railway and utility rates.* « Econometrica », vol. 6, n. 3, July 1938.

ID. — *Note on Edgeworth's taxation phenomenon and professor Garver's additional condition on demand functions.* « Econometrica », vol. I, n. 4, Oct. 1933.

HÜBENER W. — *Möglichkeiten der deutschen und europäischen Fettversorgung.* « Das Neue Europa », Dresden, 1941.

ISAAC J. — *Economics of Migration.* London, 1947.

INFIELD H. F. — *Sociometric Structure of a Veterans' Cooperative Land Settlement.* New York, 1947.

JANKE K. — *Zweck und Mittel der Ausführlenkung.* « Probleme der Gelenkten Wirtschaft », Berlin, 1942.

JECHT H. — *Grundlegung einer neuen Staatswirtschaftslehre.* « Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik », B. 135, F. III, 1931.

ID. — *Wirtschaft und Wissenschaft.* « Finanzarchiv », N. Folge, B. 1, H. 4, 1933.

JINGA V. — *Dinamica Economici Cooperatiste.* Brasov, 1941.

JOBIM J. — *O Brasil na Economia Mundial.* Centro de Estudos Economicos, Rio de Janeiro.

JOUSSAIN A. — *Les Rapports de l'Economie et de la Morale.* Paris, 1948.

JUNGER W. — *Lotta per la gomma.* Roma, 1942.

KALLEN HORACE N. — *The decline and rise of the Consumer cooperation.* Chicago, 1946.

KAO PING-SHU. — *Foreign Loans to China.* Pamphlet : n. 2, Sino-International Econ. Res. Center, New York, 1946.

KIESEWETTER B. — *Planvolle Industrialisierung in der Grossraumwirtschaft.* « Das Neue Europa ». Dresden, 1941.

KLEINMANN W. — *Die Verkehrsprobleme des neuen Europa.* Id.

KLOCKING J. — *Hansische Kaufmanns Ehre.* Id.

KNIGHT B. W. — *Economic Principles in practice.* New York, 1939.

ID. — *Freedom and Reform. - Essays in Economics and Social Philosophy.* New York - London, 1947.

KNOLL G. — *Die Mitteleuropa-Ideen von Friedrich List.* « Das Neue Europa », Dresden, 1941.

KOENINGS G. — *Wasserstrassen und Binnenschiffahrt im europäischen Grosswirtchaftsraum.* Id.

KRUGER K. — *Kontinentale Motorisierungs Aufgaben.* Id.

KUSKE B. — *Zur Entstehung der wirtschaftlichen Grossräume.* « Europäische Grossraumwirtschaft », Leipzig, 1941.

LANGE O. — *Price flexibility and employment.* Cowles Commission for Res. in Economics, Monograph n. 8, Univ. of Chicago, Indiana-Bloomington, 1944.

LAVIN J. D. — *Dos conferencias sustentadas en los cursos de invierno de la escuela nacional de economia de la universidad autonoma de Mexico,* Mexico, 1946.

LA VOLPE G. — *Elementi per una teoria dei piani economici pubblici.* Napoli, 1947.

ID. — *Problemi di convenienza e problemi di manovra nelle economie regolate nazionali e plurinazionali.* « Riv. It. di Sc. Economiche », A. XIV, Bologna, 1942.

ID. — *Studio grafico degli andamenti economici ereditari.* Bologna-Padova, 1942.

ID. — *Variabilità e « campo » di variabilità del flusso d'uso dei beni.* « Giorn. degli Economisti e Annali di Economia », Mar. Apr. 1947.

LAUZEL P. — *Comptabilité - Gestion économique. Plan comptable.* Centre National d'Information Economique, Paris, 1948.

LEON GH. N. — *Struktur und Entwicklungsmöglichkeiten der rumänischen Volkswirtschaft.* Jena, 1941.

LENSCHOW G. — *Struktur und Problem afrikanischer Kolonialwirtschaften.* « Weltwirtschaftlichen Archiv », B. 53., H. 3, Mai 1941, Jena.

LERNER A. P. — *The Economics of Control Principles of Welfare Economics.* New York, 1946.

LESCURE J. — *Principes d'économie rationelle.* Paris, 1947.

LEWIS C. (assisted by K. T. SCHLOTTERBECK). — *America's Stake in international investments.* Washington, D. C., 1938.

LHOMME J. — *Utilisation, gaspillage, prodigalité. Essai d'une classification rationelle entre les divers emplois des biens.* Paris, 1946.

LO BIANCO A. — *Valutazioni di ricchezze naturali.* Palermo 1940.

LORIA A. — *Ultimi stelloncini critici. Note postume.* « Giorn. degli Economisti e Ann. di Economia », mag. 1946, Padova, 1947.

LÖWEGREN G. — *Swedish Iron and Steel. A Historical Survey.* Stockholm, 1948.

LUFT H. — *Die Wirtschaft Dänemarks und Norvegens.* Berlin, 1942.

ID. — *Die Wirtschaft Hollands und Belgiens.* Berlin, 1941.

LUZZATTO F. — *Le conseguenze degli ammassi e prezzo politico.* « Sole », 11-12 Dic. 1946, Milano.

MANDELBAUM K. — *An Experiment in Full Employment. Controls in the German Economy* 1933-1938. « The Economics of Full Employment ».

MAY K., SHOU SHAN PU, KLEIN L. R. — *The problem of Aggregation.* Cowles Commission for Research in Economics. New Series, n. 19, Chicago 1947.

MAYER F. — *Das Aussere Bild der Organisation der gewerblichen Wirtschaft.* « Probleme der Gelenkten Wirtschaft », Berlin, 1942.

MAYER L. — *Kapitallenkung im Grosswirtschaftsraum.* « Europäische Grossraumwirtschaft », Leipzig, 1941.

MASCI G. — *Corso di Economia Corporativa.* Vol. I., Roma, 1940.

MASI M. — *Aggiornamento della nostra organizzazione per gli scambi con l'estero.* Conv. di pol. d. scambi int. Roma, 3-7 Marzo 1948.

MARRAMA V. — *Di una alternativa all'inflazione nella economia di guerra.* Roma, 1942.

MATHIEU H. — *L'Economie au service de l'homme. - Physiologie de la monnaie. - Théorie nouvelle de l'économie pure,* Paris, 1946.

MAZZEI J. — *Contatti e contrasti economici italo-americani.* Centro Ital. di Studi Amer. Comitato Stat. Econ. N. 20, Roma, 1941.

MAZZILLI B. — *Movimento economico e sociale in terra ionica.* Cons. e Uff. prov. dell'Economia, Taranto, 1929.

MERCURIO A. — *Agir et oser. - Une solution au triple problème du déficit, de la dette, du crédit.* Paris.

MIRABELLA G. — *Linee teoriche di una ricostruzione economica (sulle basi della realtà del mercato).* Palermo, 1942.

MISES VON L., TUCKER R. S. — *Economic Planning.* New York, 1945.

ID. — *Planned Chaos.* Irvington-on-Hudson. New York, 1947.

ID. — *Les hypothèses de travail dans la science économique.* « Cournot nella econ. e nella filos. », Padova, 1939.

MODIGLIANI F. — *Fluctuations in the savings ratio : a problem in economic forecasting.* Conf. on Res. in Income and Wealth, Nat. Bur. of Econ. Res., New York.

Morandini G. — *Le condizioni economiche.* in « La provincia di Lubiana», Cons. Naz. delle Ric., Comit. per la Geogr., Bologna, 1942.

Morselli E. — *Pietro Sitta e le sue opere economiche.* Commem. nell'Ateneo Ferrarese, 20 giugno 1948, Ferrara, 1948.

Moulton H. G., Edwards G. W., Magee J. D., Lewis C. — *Capital expansion, employment, and economic stability.* Inst. of Economics of the Brookings Institution, Publ. n. 82, Washington, 1940.

Nanni U. — *La battaglia mondiale per le materie prime.* Milano, 1938.

Neumann (von) J. e Morgenstern O. — *Theory of Games and economic Behavior,* Princeton, 1947.

Nogaro B. — *Le développement de la pensée économique.* Paris, 19[illegible]

Id. — *La valeur logique des théories économiques.* Paris, 1947.

Oesterheld A. — *Wirtschaftsraum Europas.* Oldenburg, Berlin, 1942.

Orlandi S. — *Egitto, Sudan, il Canale di Suez.* « Panorami Economici », A. I, n. 1, Nov. 1940.

Id. — *Tunisia.* « Panorami Economici », A. II, n. 1-3, Mar. 1941.

Palomba G. — *Lezioni di fisica economica.* Vol. 1, *Cinematica-Statica.* P. I. Napoli, 1948.

Panunzio S. — *Economia di piani, di enti, di soggetti.*

Papi G. U. — *Elementi e principi diretti[illegible] di un « piano ».* « Giorn. d. Econom. e Ann. di Economia », Pado[illegible]942.

Id. — *Equilibrio fra attività economica e finanziaria. – Saggi di teoria.* Milano, 1942.

Id. — *Préliminaires à l'étude des plans pour l'après-guerre. Revenu – Alimentation – Chômage – Assainissement monetaire – Financement – Reconstruction – Plans économiques.* D'après la I[illegible]me ed. italienne.

Id. — *Una condizione di successo del cosidetto « Piano Marshall ».* « Economia Int.le », vol. I, n. 1, Genova, gen. 1948.

Id. — *Prime linee di economia coloniale.* Padova, 1937.

Id. — *Lezioni di economia politica corporativa.* 6ª Ed.; vol. I, II, III, Padova, 1940.

Parchmann W. — *Europäische Forstwirtschaft als Vorbild kontinentaler Marktregelung.* « Das Neue Europa », Dresden, 1941.

Perali P. — *Ricerche sugli ordinamenti economici e corporativi dell'antica Roma.* « Riv. Ital. di Sc. Economiche », Anno IX, fasc. XI, Bologna, 1937.

Perroux F. — *L'administration du Plan Marshall.* in « Les études Américaines. Le plan Marshall », Cahier VIII-IX, Paris 1948.

Id. — *L'Amérique et les responsabilités d'une économie internationalement dominante.* « Bull. d'inform. des anciens élèves du C. P. A. », Paris, n. 5, décembre 1947.

Id. — *L'Entepreneur dans l'économie du XX siècle.* « Productions françaises », n. 11, Sept. 1946, Paris.

Id. — *Le plan Marshall.* Cahiers du « Monde Nouveau », Paris 1948, 4º année, n. 5.

Id. — *Le Plan Marshall, ou l'Europe nécessaire au monde.* Paris, 1948.

Id. — *La valeur.* (*Théorie - Etudes sur la théorie moderne de l'Economie*), Paris, 1943.

Id. — *La vie et la pensée de Gaetan Pirou. L'alliance de l'exigence abstraite*

et de l'exigence experimentale dans l'économie positive : une leçon de l'oeuvre de G. Pirou. « Revue d'économie politique », Paris, 1948.

ID. e PUJADE P. — *L'investissement international, la Banque de Bretton Woods et le Plan Marshall.* « Banque », Juin 1948, n. 24, Paris.

ID. — *Cours d'économie politique.* I, (5ª éd.), Paris, 1947.

PETER H. — *Zur Frage der theoretischen Grundlagen der Wirtschaftslenkung.* « Finanzarchiv », B. 9, H. 1, 1941.

PETERSEN O. S. — *Note om Gennemsnit og Leveomkostninger.* « Nordisk Tidsskrift for Teknisk Økonomi », Kobenhavn, 1942.

PFANNSCHMIDT M. — *Europäischen Raumplanung als Zukunftsaufgabe* « Das Neue Europa », Dresden, 1941.

PIETRA G. — *Il problema economico-sociale del Friuli.* Udine, 1946.

PIGOU A. C. — *Economia del benessere.* Torino, 1947.

PIRELLI A. — *Economia e Guerra.* Ist. per gli Studi di Pol. Inter.le, Milano, 1940.

ID. — *Intorno al problema dei grandi spazi economici.* (Prolus. al 7° Corso per Dirig. di Az. Ind. R. Politec. Milano, 1941.

PIROU G. — *Traité d'Economie Politique,* I vol. *Introduction à l'étude de l'Economie politique.* 2e éd., 1946.

PREDOEHL A. — *Grossraum, Währung und Weltwirtschaft.* « Das Neue Europa », Dresden, 1941.

ID. — *Die angelsächsischen Währungsplane und die europäische Währungsordnung.* « Weltwirtschaftliches Archiv », B. 58, H. 1, Jena, 1943.

ID. — *Stabilisierung und Weltwirtschaft.* « Europäische Grossraumwirtschaft », Leipzig, 1941.

PROKOPOVICZ S. N. — *Russland Volkswirtschaft unter den Sovjets.* Europa Verlag. Zurich (New York), 1944.

PUTZ T. — *Die deutsche Aussenwirtschaft im Engpasz der Jahre* 1933-1937. Berlin, 1938.

QUECKE H. — *Das Reichswirtschaftsministerium Werdegang und Stand der Wirtschaftsverwaltung.* « Probleme der Gelenkten Wirtschaft », Berlin, 1942.

RAND V. — *The Smaller Nations in World's Economic Life.* Westminster, S. a.

RAPER A. F. — *Tenents of the Almighty,* (Fot. di J. Delano), New York, 1943.

RAPPARD W. E. — *La carrière parlamentaire de trois économistes génevois. (Sismondi, Rossi, Cherbuliez.).* Genève, 1941.

REDDAWAY W. B. — *Economic and Social Aspects of Family Life.* « Rebuilding Family Life in the Post-war World ».

REYNAND P. L. — *Economie Politique et psychologie expérimentale.* Paris, 1946.

RESTA P. — *La rendita in funzione della flessibilità delle curve dei costi e la rendita idraulica negli impianti idroelettrici.* « Studi Econ. ed Az.li », Fasc. I, Gen.-Mar. 1947, Napoli, 1947.

RESTA M. — *Moneta, credito e prezzi.* Cedam, 1941.

RICCI F. — *Traffici, Prezzi, Tributi.* (Discorsi : 26-maggio 1942, 27 maggio 1942, 3 giugno 1942. Bil. delle Comunicaz.), Roma, 1942.

Richarda A. I. — *Land, Labour and Diet in Northern Rhodesia. - An Economic Study of the Bemba Tribe.* London-New York-Toronto, 1939.

Rist C. — *Tableaux de l'Economie Française* 1910-1934. Inst. scientif. de Rech. Econom. et Soc., Paris.

Robbins L. — *The economic causes of War.* London, 1939.

Id. — *The economic problem in peace and war. - Some Reflections on Objectives and Mechanisms.* London, 1947.

Robinson H. W. — *The Economics of Building.* New York, 1939.

Robinson J. — *La Economia de la competencia imperfecta.* Madrid, 1946.

Romani M. — *La distribuzione geografica dei fenomeni economici nello impero romano.* Milano, 1941.

Roos F. e Szeliski (von) V. S. — *The demand for durable goods.* « Econometrica », vol. 11, n. 2, Apr. 1943, The Univ. of Chicago Ill.

Rörig F. — *Unternehmerkräfte im flandrisch-hansischen Raum,* « Das Neue Europa », Dresden, 1941.

Roy R. — *Cournot et la théorie mathématique des richesses.* « Cournot nella economia e nella filosofia », Padova, 1939,

Rull B. — *Noticia sobre un sistema economico revolucionario.* Madrid, 1947.

Saraceno P. — *Elementi per un piano quadriennale di sviluppo della economia italiana.* Relazione al Cons. Econ. Naz. (Sess. 4-6 Sett. 1947), « Centro di Studi e Piani tecnico-economici », Roma.

Id. — *Elementi per un piano economico* 1949-1952. Relazione al Comitato Intermin. per la Ricostr. Ag. 1948. « Centro di Studi e piani tecnico-economici ». Roma, 1948.

Sarkar B. — *Cheap Money, Commercial Policy and Indo-Pakistan Economic Relations.* Bengali Inst. of Economics, Eur-Asia, febbr. 1948.

Id. — *Some Economic Fundamentals of the Indian Dominion in World Economy.* Bengali Inst. of Economics, Eur-Asia, june, 1948.

Scarfoglio C. — *Europa ohne England ?* « Das Neue Europa », Dresden, 1941.

Scheu E. — *Der Ostseeraum in der europäischen Grossraumwirtschaft.* Id.

Schiller K. — *Von Handelsverträgen zu Wirtschaftsverträgen.* Id.

Schultz H. — *The theory and measurement of Demand.* Chicago 1937.

Schurmann A. — *Afrika als Ergänzung der europäischen Grossraumwirtschaft.* « Europäische Grossaumwirtschaft », Leipzig, 1941.

Id. — *Die politische Wandlung der Weltwirtschaft.* « Weltwirtschaftliches Archiv », Bd. 54, H. 2, Jena, Sept. 1941.

Schuster E. — *Der Ordnungswille als Bestimmungsgrund des wirtschaftlichen Verhaltens.* « Zeitschrift für die Gesamte Staatswissenschaft », B. 96, H. 2, 1936.

Schut M. J. — *Tincestrictie en Tinprijs tin restriction and Ain price.* Nederlandsch Economisch Institut, N. 31, Haarlen, 1940.

Seymour H. E. — *Economics of Social Security.* « The Relation of the American Program to Consumption, Savings, Output, and Finance », New York-London, 1941.

Singer H. W. — *Unemployment and the Unemployed.* London, 1940.

Smith B. B. — *Controlled vs. Uncontrolled Economy.* U. S. Stecl Corporation, 1946.

SMITH N. S. — *An introduction to some Japanese Economic Writings of the 18th Century.* London, 1935.

STALEY E. — *World Economic Development.* Studies and Rep., S. B., Economic Conditions, n.36, 2nd Ed., Intern. Lab. Off., Montreal, 1944.

STAMMATI G. — *Calmieri, razionamenti e controlli sulla produzione.* Ist. Edit. Galileo, 1947.

ID. — *Capitalismo e Socialismo di fronte al problema del costo.* Roma, 1941.

STEINDL J. — *Small and Big Business. Economic Problems of the Size of Firms.* Oxford, 1945.

STONE F. S. — *Annual Report:* 1945-46, 1946-47. The National Inst. of Economic and Social Research, London.

SURFACE FRANK M. — *Penalties of Economic Ignorance.* Annual Conf. New England Council, Boston, 1946.

TAGLIACARNE G. — *Semiologia economica e barometri economici.* « Note introduttive », Università Commerciale « Luigi Bocconi », mag. 1947, Milano.

TAUTSCHER A. — *Ernst Ludwig Carl* (1682-1743) *der Begründer der Volkswirtschaftslehre.* Jena, 1939.

TENTI B. — *L'economia italiana durante e dopo le sanzioni.* « La tecnica professionale », A. VI, n. 2, Feb. 1938.

TERBORGH G. — *The Bogey of Economic Maturity.* Chicago, Ill. Machinery and Allied products Institute, 1946.

THALHEIM C. K. — *Die Weltwirtschaft neuer Ordnung.* « Das Neue Europa Dresden, 1941.

THUNHOLMS L. E. — *Affarsbankernas efterkrigsproblem i Belysning av amerikanska förhalbanden.* Suppl. bill « Svenka Handelsbankens Index », Apr. 1945.

TINTNER G. — *A Note on Welfare Economics.* « Econometrica », vol. 14, n. 1, Jan. 1946. The Univ. of Chicago, Ill.

TONDURY, OSIRNIG G. A. — *Studie zur Volkswirtschaft Graubündens und Zukünftiger Ansbau der bündnerischen Wasserkräfte,* Samedan, 1946.

TOSELLI C. — *Critica dei concetti fondamentali dell'economia.* (*Dottrina del profitto corporativo*) Milano, 1940.

UTERMANN W. — *Economia immune da crisi.* Roma, 1941.

VANNUTELLI C. — *La scala mobile dei salari.* « Riv. di Pol. Econ. », Roma, Apr. 1948.

VASQUEZ J. E. — *El Salvator, actividades hacendarias en lo que se refiere a los aspectos monetarios, cambiarios y bancarios, decada* 1929-1939, San Salvador, Nov. 1939.

VILJOEN S. — *The Economics of Primitive Peoples.* New York, 1936.

VINCENT A. L. A. — *L'organisation dans l'entreprise et dans la Nation. Etude comparative.* Nancy, 1941.

VITO F. — *Contributo alla dottrina di « Spazio Vitale » e « Grande spazio economico »,* « Rendiconti » del R. Ist. Lombardo di S. e L., Milano 1941-1942.

ID. — *La crisi del pensiero economico contemporaneo.* « Riv. Inter.le di Sc. Soc. », Gen.Mar. 1947, A. LV, fasc. I.

WALLACE A. — *How Agriculture, Industry, Labor, and Government Can Work Together for a* $ 100.000.000.000 *Income.* 3rd Ann. National Inst. at des Moines, Jowa, 1899.

Watts V. O. — *Briefly. Do you believe in Rent Control?* Found. Staff, Irvington-on-Hudson, New York, 1946.

Wilson G. — *An Essay in the Economics of Detribalization in Northern Rhodesia.* P. I, Livingstone-Northern Rhodesia, 1941.

Whittlesey C. R. — *National Interest and International Cartels.* New York, 1946.

Worswick G. D.N. — *The Stability and Flexibility of Full Employment.* « The Economics of Full Employment ».

Wright Mac Cord D. — *The Creation of Purchasing Power. - A Study in the Problem of Economic Stabilization.* Cambridge-Mass, 1942.

Zaccherini G. — *Letture di economia matematica.* Vol. I. *L'Economia stazionaria uniforme.* Roma, 1946.

Zanetti Sperato. — *Trieste e l'economia nazionale.* 1° fasc., Trieste, 1934.

Zappa G. — *La nazionalizzazione delle imprese. - Brevi note economiche.* Milano, 1946.

Academia de Ciencias Economicas. — *Anales.* S. 2ª, vol. IV, n. 1 e 2 ; Serie 2ª vol. V, n. 1, Buenos Ayres, 1946.

American (The) Academy of Political and Social Science. — *Government Expansion in the Economic Sphere.* « The Annals », Nov. 1939.

Bibliography in Economics for the Honour School of Philosophy, politics and economics. Oxford, 1948.

Commissione Naz. It. per la Coop. intellettuale — *Lo Stato e la vita economica.* Londra, Mag.-Giu. 1933, Padova, 1934.

Econ. Fin. and Transit Dep. — *Food, Famine and Relief* 1940-1946, Geneva, League of N., 1946.

Inst. Intern. de Coop. Intellectuelle. — *L'Etat et la vie économique* 1ère Conf. d'études. Milan, mai 1932, Paris, 1932.

Intern. Lab. Off. — *Studies in War Economics.* Montreal, 1941.

Ist. Naz. di Cult. Fasc. — *Materie prime.* Roma, 1942.

Nat. Bur. of Econ. Res. — *Economic Res. and the Development of Econ. Science and Public Policy.* (12 Papers Presented at the Twenty of the). New York, 1946.

Oxford Univ. Inst. of Stat. — *The Economics of full employment.* Six Studies in Applied Economics, Oxford, 1945.

Id. — *Studies in war Economics.* Oxford, 1947.

Rep. Francaise. Min. des Aff. Economiques. — *Les Administrations chargées de l'Economie dirigée en Grande Bretagne et leur évolution depuis la guerre.* Etudes et doc., S. E-1. Grande Bretagne, 2, Paris, 1948.

Id. — *Le Canada.* Memento économique. Série M-1. Paris, 1948.

Id. — *Introduction à la théorie de l'emploi.* Etudes et doc., Série T. H. 2, Paris, 1948.

Id. Min. de l'Econ. Nationale. — *L'économie de la Sarre.* Etudes et doc., S. D. 2, Paris, 1947.

Secretary of State for the Colonies - London. — *Report on Cocoa Control in West Africa* 1939-1943 *and Statement on Future Policy.* Sept. 1944.

Societe des Nations. — *Le passage de l'Economie de guerre à l'économie*

de paix. Rapport de la Délégation chargée de l'étude des dépressions économiques. 1ª P., Genève, 1943 ; 2ª P., Genève, 1945.

Id. — *Revue de la situation économique mondiale.* 9e année 1939-41, Genève, 1941.

Univ. Comm. « L. Bocconi ». — *Principi di Economia Albanese.* Ist. di Economia e di Pol. econ. e finanz., Padova, 1940.

Univ. of Maryland. — *Inflation, Problmes and Proposals.* Studies in Business and Economics, vol. I, n. 4, Febr. 1948.

Wirtschafts, Hochschule (Berlin). — *Probleme der gelenkten Wirtschaft.* Berlin, 1942.

— *Studi in Memoria di Guglielmo Masci.* vol. I-II. Milano, 1943.

ECONOMIA AGRARIA

Baldini G. F. — *Monografie di famiglie agricole - Tre famiglie di braccianti del ravennate.* Faenza, 1939.

Barberi B. — *Il rendimento alimentare delle principali coltivazioni erbacee.* Roma, 1943.

Beaumont J. H. — *Shaping the Future of Hawaii's Agriculture.* Univ. of Hawaii, 1945.

Belshan H. — *Land tenure and the problem of tenurial reform in New Zealand.* New Zealand, S. d.

Blumenthal S. — *Food Products.* Brooklyn, 1947.

Bolles B. — *World Nutrition and Agrarian Stability - Proposals for a Food Board.* New York, 1946.

Brizi A. — *Economia e politica agraria.* Città di Castello, 1942.

Bruni A. — *Gli aspetti igienici e sociali della redenzione del latifondo siciliano con particolare riguardo alla casa colonica.* « Difesa Sociale », Roma, 1941.

Cepede M. — *Du prix de revient au produit net en agriculture - Essai d'une théorie de la production.* Paris, 1944.

Chin-I-Chang e Hsiao-Tung-Fei. — *Earthbound China - A Study of Rural Economy in Yunnan.* Chicago Ill., 1945.

Chini A. — *Problemi di rapporti corporativi in agricoltura - (In difesa dell'impresa agraria e del lavoro contadino).* Todi, 1939.

De Francisci Gerbino G. — *Le famiglie coloniche del latifondo siciliano.* « Statistica », n. 3, A. I, 1941, Ferrara, 1941.

D'Elia E. — *Sul potenziamento e ripartizione dei redditi agrari in Italia.* « Economia e Commercio », fasc. 4, 1946.

Di Fulvio A. — *Le Café dans le monde.* Inst. Intern. d'Agriculture, Rome, 1947.

Fortunati P. — *Accorciamento delle distanze e assalto al latifondo.* Ente di colonizz. del latifondo siciliano, Palermo, 1940.

Gillette J. M. — *North Dakota Weather and the Rural Economy.* « North Dakota History », vol. 12, n. 1-2 Jan. Apr. 1945. Bull. n. 11. Dep. of Sociology and Anthropology, Univ. of North Dakota.

Gomez M. R. — *Tendencias, medios y fines de la politica agricola de Mexico.* Escuela Nacional de Economia, Conférencia, Mexico, 2 de febrer de 1945.

Gouron P. — *L'utilisation du sol en Indochine française*. Centre d'Etudes de Politique étrangère - Travaux des groupes d'études, Publ. n. XIV. Paris, 1940.

Graziadei A. — *Elementi di Economia agraria*. Roma, 1946.

Lee A. T. M., e Misner E. G. — *Economic studies of poultry farming in New York* - I. *Commercial poultry farms* 1926-1929-1930-1931-1932-1933. Ithaca-New York, 1937.

Lively C. E. e R. B. Almack. — *Some rural social agencies in Missouri - Their nature and extent*. Univ. of Missouri. College of Agriculture. Nov. 1939. Res. Bull. 307.

Lorenzoni G. — *L'Albania agricola, pastorale, forestale*. « Principi di Economia Albanese », Padova, 1940.

Maroi L. — *Lezioni di Economia agraria - Parte speciale monografica* - 1. *La valutazione della proprietà privata terriera*. Padova, 1945.

Medici G. — *L'agricoltura e la riforma agraria*. Milano-Roma, 1946.

Id. — *L'azienda agraria tipica* - (*nuove ricerche*). Roma, Ist. Naz. di Econ. Agraria, 1945.

Id. — *Stato e problemi degli studi di economia agraria in Italia*. « Riv. di Economia agraria », A. I., n. 2, giugno 1946, Bologna.

Moore W. E. — *Agricultural population and rural economy in eastern and southern Europe*. « Demogr. Studies of Selected Areas of Rapid Growth », Princeton Univ., 1944.

Pagani L. — *In tema di riforme all'attuale ordinamento del credito agrario*. Venezia, 1946.

Id. — *Della ricostruzione delle cattedre ambulanti di agricoltura*. Venezia, 1946.

Id. — *Riassetto agricolo, scambi commerciali, cooperazione e credito agrario*, « Atti del Conv. per la ripresa economico-agraria delle Venezie ». Venezia, 14-17 Apr. 1946.

Papi G. U. — *Introduction to post-war reconstruction program*. Rome, Int. Inst. of Agric., 1944.

Power E., Chapham J. H. — *The Cambridge Economic History of Europe* - I. *The Agrarian Life of the Middle Ages*. Cambridge, 1942.

Ricasoli L. — *Il Chianti ed i suoi vini*. « Atti del Congr. Naz. di Chimica Pura ed Appl. ». Firenze e Toscana. Mag. 1929. Roma, 1930.

Id. — *L'economia vinicola italiana*. (Rotary Club di Firenze nella riunione del 1° dicembre 1925). Firenze, 1926.

Rochester A. — *Why Farmers Are Poor - The Agricultural Crisis in the United States*. New York, 1940.

Serpieri A. — *Corsi di Economia e Politica Agraria*. Vol. I - *L'Agricoltura nell'economia della Nazione*. Firenze, 1940.

Id. — *Corso di economia e politica agraria*. Vol. II - *L'azienda agraria*. Firenze, 1943.

Id. — *Istituzioni di Economia Agraria*. Bologna, 1946.

Tassinari G. — *Appunti di economia e politica agraria dalle lezioni tenute nella R. Università di Bologna*. Vol. I - *Economia agraria*. Roma, 1942.

Tannay (De E.) A. — *Pequeña historia do café no Brasil*. Rio de Janeiro, 1945.

Tofani M. — *Ricostruzione agricola e sussidi dello Stato alle opere fondiarie,* « Critica economica », Roma, 1947.

Torres (de) M. — *El problema triguero y otras cuestiones fundamentales de la Agricultura española.* Consejo superior de investigaciones scientificas. Inst. « Sancho de Moncada » de Economia. Madrid, 1944.

Vampa D. — *Proprietà coltivatrice e mezzadria in un comune delle Marche.* Roma, 1942.

Vochting F. — *Problemi della bonifica nel Tavoliere di Puglia.* « Bonifica e colonizzazione », Anno II, n. 5-6, Roma, Mag.-Giu. 1938.

Wrigley P. I. — *Farm Tenancy in Pennsylvania.* Bull. 383. Sept. 1939, College School of Agriculture. Pennsylvania.

Feder. d. mezzadria marchigiana. — *Rilievi storici e statistici sulla mezzadria marchigiana.* Roma, 1948.

Ist. naz. di econ. agraria. — *La distribuzione della proprietà fondiaria in Italia.* Roma, 1947.

ECONOMIA : BANCHE

Alheinc R. — *La Banque au service des échanges.* Paris, 1947.

Browaldh E. — *The State and the Private Banking System.* Supp. « Svenska Handelsbanken's Index » Sept. 1946.

Caprara U. — *La Banca - Principii di economia delle aziende di credito.* Milano, 1946.

De Figueroa E. — *Teoria de la Expansion y Contraccion del credito bancario.* Madrid, 1946.

Filangeri R. — *I banchi di Napoli dalle origini alla costituzione del Banco delle due Sicilie* (1539-1808). Napoli, Banco di Napoli, 1940.

Hammarskjöld D. — *Sweden's International Credit Accommodation in* 1944 *and* 1945. (Supp. *B* to « Svenska Handelsbanken's Index ». Dec. 1945.

Parravicini G. — *L'ordinamento bancario e l'attività creditizia.* Milano-Roma, 1947.

Ponti E. — *Il banco di Santo Spirito fondato da Paolo V con « Breve » del* 13-XII-1605. Roma, 1941.

Reyes R. — *El Salvador, la reorganizacion bancaria.* San Salvador, 1939.

Scalfati G. S. — *Introduzione al fascicolo bancario* 1942. « Giornale Economico », Roma, 1942.

Id. — *I problemi dell'ora nella relazione della Banca d'Italia.* « Giornale Economico », Roma, 1941.

Thaon De Revel P. — *Discorso pronunciato dal Ministro per le Finanze il* 19 *luglio* 1941-XIX *in occasione dell'inaugurazione della nuova sede di Milano del Banco di Roma.* Roma, 1941.

Vitale V. — *Statuti e ordinamenti sul governo del Banco di San Giorgio a Famagosta.* « Atti della Soc. Ligure di Storia Patria » vol. LXIV, Genova, 1935.

Banca d'Italia. — *Adunanze generali ordinarie* : Anno 1944 (LI) e 1945 (LII), 29 marzo 1946. Roma, 1946.

Id. — Id., Anno 1946 (LIII), 31 marzo 1947. Roma, 1947.

Banca del piccolo credito bergamasco. — *Il cinquantennio nei lineamenti dell'evoluzione economica Bergamasca* 1891-1941. Bergamo, 1942.

Banca dei regolamenti Internazionali. — *Relazioni annuali : Undecima*, 1940-41, Basilea, 1941 ; *Dodicesima*, 1941-42, Basilea, 1942 ; *Quattordicesima* 1943-44, Basilea, 1944 ; *Quindicesima* 1944-45, Basilea, 1945 ; *Sedicesima* 1945-46, Basilea, 1946. *Diciassettesima*, 1946-49, Basilea 1947 ; *Diciottesima* 1947-48, Basilea 1948 ; *Diciannovesima* 1948-49, Basilea, 1949.

Banco di Sicilia. — *Compendio di valori mobiliari quotati nelle borse italiane*. Milano, 1941.

Id. — *Relazione del Consiglio di Amministrazione al Ministero per l'esercizio* 1946. Palermo, 1947.

Schweizerische Nationalbank. — *Das schweizerische Bankwesen im Jahre* 1940-1941.

— *What the International Bank means to you*. Washington, 1947.

ECONOMIA : CAPITALE

Degli Espinosa A. — *Il capitale come impegno a produrre*. Roma, Fed. Naz. Fasc. dei dirigenti di Az. Ind., 1941.

Dieterlen P. — *Au delà du Capitalisme*. Paris, 1946.

Hayet F. A. — *La teoria pura del capitale*. Madrid, 1946.

Marx C. — *Il capitale - Critica dell'economia politica*. Libro primo, Torino, 1947.

Onida P. — *Le dimensioni del capitale di impresa. Concentrazioni, trasformazioni di capitale*. Milano, 1939.

Perroux F. — *Le Capitalisme*. Paris, 1948.

Pietranera G. — *Capitalismo, materialismo storico e socialismo*. Genova, 1945.

Rossi E. — *Critica del Capitalismo*. Milano, 1948.

Scumpeter J. A. — *Capitalism, Socialism and Democracy*. 2ª Ed. New York e London, 1942-47.

See H. — *Origen y evolucion del capitalismo moderno*. Mexico, 1944.

Thaon De Revel P. — *Brevi note sul circuito dei capitali*. « Riv. di dir. fin. e Scienza delle Finanze », Padova, 1942.

ECONOMIA : COMMERCIO

Alexander R. S., Surface F. M., Elder R. F., Alderson W. — *Marketing*. Boston-New York, 1944.

Andreotti A. — *Il commercio della gomma elastica*. Torino, 1940.

Avieny W. — *Strukturwandlungen der Weltmetallwirtschaft*. Jena, 1941.

Billing G. C. — *New Zealand's trade policy*. S. 1, 1946.

Cattaneo C., Falletti C. — *Vendita a rate*. « Il Ragioniere Professionista », Torino, apr. 1938. Bologna.

Correa G., De Barros J., De Goes D. — *Chroniques. Débuts du commerce et de la domination des mers en Orient*, Bruxelles.

Deming W. E. — *Some Criteria for judging the quality of surveys*. « The Journal of Marketing », vol. XII, Oct. 1947.

De Tschudi. — *L'organizzazione commerciale nell'economia tessile italiana*. Milano, 1940.

DOMKE M. — *Trading with the enemy in world war II.* New York, 1943.
FASSIO M. — *L'analisi del mercato.* Milano, 1942.

FESTA G. — *Introduzione all'accordo commerciale italo-sovietico.* Roma, 1946.

GIGLIO C. — *Mercantilismo.* Padova, 1940.

HAUSMANN F. — *Der Wandel des internationalen Kartellbegriffs - Amerikanische Kartell doktrin und World's Trade Charter.* Bern, 1947.

HEECKT H. — *Die deutsche Seeschiffahrt und der deutsche Anssenhandel.* Berlin, 1947.

HOWER R. M. — *The preservation of business records.* The business Historical Soc., Boston, 1941.

HUNT G. T. — *The Wars of the Iroquois - A Study in Intertribal Trade Relations.* Madison, 1940.

JACKSON G., e ASSOCIATES. — *Exports and the National Income of Canada* (n. 5) *Memorandum for Post-War Planners.* Toronto, 1945.

LA VOLPE G. — *Alcune considerazioni di politica valutaria e doganale in rapporto alle condizioni di convenienza collettiva inerenti agli scambi con l'estero.* « Riv. Bancaria », Mag.-Giu., 1947.

LENTI L. — *Gli scambi internazionali dell'Albania* - (in : « Principi di economia albanese »), Padova, 1940.

LUZZATTO FEGIZ P. P. — *Lo studio scientifico delle vendite e dei mercati.* « L'industria ». Milano, n. 3, 1947.

MANOÏLESCO M. — *The Theory of Protection and International Trade.* London, 1931.

MARRAMA V. — *Teoria dello scambio internazionale in regime libero e in regime autarchico.* Padova, 1940.

MICHALUP E. — *Remarks on Substandard Business and Related Problems* « Proceed. first hemispheric Insur. Conf. », Chamber of Commerce of the U. S. and Inter-Amer. Council of Comm. and Production, May 1946, New York.

MYRDAL G. — *The reconstruction of world trade and Swedish trade policy.* Suppl. *B* to « Svenska Handelsbanken's Index », Dec. 1946, Stockholm, 1947.

MOSAK J. L. — *General - Equilibrium theory in international trade.* Cowles Commission for Res. in Economics. Monograph, n. 7. The Univ. of Chicago.

ODUM H. W., JOCHER K. — *In Search of the Regional Balance of America.* Chapell Hill - North Carolina, 1945.

OSIAS C. — *International Philosophy in World Trade and Commerce.* International Meeting of Parliamentary representatives and experts for the development of international trade. Genoa, 15 Sept. 1948.

PEDRONI F. — *Il commercio milanese - 56 mila aziende in città e provincia.* « Corriere della Sera ». A. 66, n. 208, 1 Sett. 1941.

POLANYI M. — *Full Employment and Free trade.* Cambridge, 1945.

ROSSI E. — *Relazione Arar.* Nov. 1945-Giu. 1947. Roma.

ID. — *Relazione Arar sul bilancio* 1947. Roma, 31 marzo 1948.

ROSSI RAGAZZI B. — *Il traffico marittimo nel Mediterraneo.* Roma. 1942. Ediz. Riv. « Commercio ».

ID., — *Binnenpreise, Aussenpreise, Wechselkurse und Aussenhandel*

Italiens während der Währungsangleichung (1935-1937). « Weltwirtschaftliches Archiv ». B. 54, Nov. 1941, H. 3.

SAPORI A. — *Mercatores.* Milano, 1941.

SCARLATESCU V. — *Un triennio economico.* Il commercio tra l'Italia e la Romania negli anni 1937-1939, « Amicizia Italo-Romena ». Bucarest, 1940.

SOCIÉTÉS DES NATIONS. — *Le commerce de l'Europe.* Genève, 1941.

VOCHTING F. — *Deutschlands Handel mit den Vereinigten Staaten.* Zürich, 1941.

ID. — *Vom Welthandel zur Grossraumwirtschaft.* « Weltwirtschaftliches Archiv », . 55, Jan. 1942, H. I

ECONOMIA: CREDITO

HAINSEL P., KEESING, PAPI. — *International Credits* - International Inst. of Public Finance - Congress of Rome, 30 Sept.-2 Oct. 1948.

MERTENS M. J. E. — *Les crédits internationaux et l'équilibre du commerce international.* Inst. International de Finances publiques. Congrès de Rome, 30 Sept.-2 Oct. 1948.

ECONOMIA: CRISI ECONOMICHE

BEVILACQUA L. — *Causa delle grandi crisi economiche.* Milano, 1937

DE SIMONI G. — *Crisi economico-sociale e sovrapopolamento delle Alpi Italiane.* Milano, 1941.

JEWKES J. — *Crisis according to plan.* Irvington-on-Hudson. New York, 1947.

RAJAN N. — *Famine in retrospect.* Bombay, 1944.

ECONOMIA: FINANZA

ALBRED Ç. E., BOYER P. B., e HORNE R. E. — *Tax Delinquency on Rural and Other Property in Tennessee.* Univ. of Tennessee - Agric. Exp. Station, Knoxville, Circ. n. 53, Febr. 1935.

ARMOUR S., BUCK H., HACKETT W. T. G., JACKSON G., e MC DOUGALL L. — *Canada's Burden of Taxation : Prewar and Post-War Memorandum.* Toronto, 1945.

BERNACER G. — *La doctrina funcional del dinero.* Madrid, 1945.

BETTELHEIM C. — *Bilan de l'économie française* 1919-1946, Paris, 1947.

BOLDRINI M. — *International Comparisons on the Burden of Taxation.* Roma, 1925.

CABIATI A. — *Il finanziamento di una grande guerra.* Torino, 1941.

CONDLIFFE J. B., PIATIER A. — *Le contrôle des changes.* Tome I - *Introduction par J. B. Condliffe - Rapport général par A. Piatier.* (Conférence permanente des hautes études internationales). Paris. Inst. Inter. de la Cooper. intellect.. 1946.

DE FIGUERA E. — *La preferencia de liquidez y la teoria del interes y del dinero.* Madrid, 1945.

ID. — *Estudio matematico de la incidencia del impuesto.* Madrid, 1945.

DE MARIA-ARENA. — *La mobilitazione reale del patrimonio nazionale come mezzo di copertura delle spese pubbliche eccezionali.* « Rivista Bancaria delle Assic. e dei Serv. tributari », Lug.-Ag. 1943, n. 7-8, Roma.

De Vita A. — *Le entrate e le spese degli enti pubblici in relazione alla valutazione del reddito nazionale.* « Atti della III Riun. » Soc. Ital. di Stat., Roma, 1941.

Dewing A. L. — *Corporation finance.* New York, 1931.

Di Nardi G. — *Le finanze pubbliche dell'Albania.* « Principi di Economia Albanese », Padova, 1940.

Einaudi L. — *La terra e l'imposta.* Torino, 1942.

Geijer E. — *How Swedish Tax Laws affect persons removing into or from Sweden or residing abroad.* Supp. to « Svenska Handelsbanken's Index », Dec. 1946.

Griziotti Kretschmann J. — *Autarchia economica e finanziaria ed economia mondiale.* Ist. di Finanza della R. Univ. di Pavia. Padova, 1937.

Hart A. G. — *Debts and Recovery - A Study of Changes in the Internal Debt Structure from* 1929 *to* 1937 *and A Program for the Future.* New York, 1938.

Hicks U. K. — *Public Finance.* London-Cambridge, 1948.

Horst J. — *Stand und Probleme der deutschen Kriegsfinanzierung.* « Weltwirtschaftliches Archiv », 51 B., H. 3, Mai 1940, Jena, 1940.

Jecht H. — *Ein System der autonomen Finanzwissenschaft.* « Archiv für Sozialwissenschaft und Sozialpolitik », B. 69, H. 2, Mai 1933.

Id. — *Kriegsfinanzen.* « Forschungen zur Finanzwissenschaft ». Schriften des Inst. für Finanzwesen der Wirtschaftshochschule Berlin, H. 1, Jena, 1938.

Jordan S. — *Inflation - What it is, what it does, what to do about it.* Asbury Park, N. J., 1946.

Lah I. — *Das Zinsfussproblem.* « Mitteilungen der Vereinigung schweizerischer Versicherungs mathematiker » B. 47. H. 1, 30 Apr. 1947. Bern, 1947.

Laufenburger H. — *Traité d'économie et de législation financières - Dette publique et richesse privée.* Paris, 1948.

Linard de Guertechin C. — *La fiscalité belge au service de la restauration.*

Mikic F., Mihalic S. — *Imposte dirette dello Stato e lo standard igienico della popolazione nell'ex Banato della Sava* (*in croato*). « Financijskog Archiva », n. 1-2, 1941.

Morselli E. — *Le finanze degli enti pubblici non territoriali.* P. I. Padova, 1943.

Multon Harold G. — *The New Philosophy of Public Debt.* Washington, 1943.

Papi G. U. — *Costo e finanziamento di una grande guerra.* « Giorn. degli Econom. e Ann. di Economia », Padova, 1942.

Id. — *Riassetto di tributi e risanamento monetario.* Roma, 1946.

Perroux F. — *Les comptes de la nation et le capital national.* « Actualité Economique et Financière », Mai, 1948.

Radar. — *Organizzazione del capitale finanziario italiano.* Roma, 1948.

Ricci F. — *Provvedere in tempo.* Discorsi al Senato, sui Bilanci 1941-42, Roma, 1941.

Scalfati S. G. — *Finanza bellica e post-bellica* - I. *Di alcuni tributi di guerra.* Perugia, 1947.

SCHUMACHER E. F. — *Public Finance - Its Relation to Full Employment.* « The Economics of Full Employment ».

SCHUSTER E. — *Theorie des Staatseinkommens und der indirekten Steuern.* « Beiträge zur Finanzwissenschaft ». B. II, Tubingen, 1928.

SMITH BRADFORD B. — *Liberty and Taxes.* Irvington-on-Hudson, N. Y.

STEVE S. — *Il sistema tributario e le sue prospettive.* Milano, 1947.

SUVIRANTA B. — *Finland's War Indennity.* Suppl. to « Svenska Handelsbanken's Index ». March, 1947. Stockholm, 1947.

SZELISKI (Von) V., ROOS C. F. — *The determination of interest rates.* « The Journal of Political Economy », vol. I, n. 4, Aug. 1942.

TENTI B. — *Il finanziamento della guerra in Germania.* « Espansione Imperiale », Anno V, n. 1, 3 Gen. 1941.

ID. — *Il finanziamento della guerra in Italia.* « Espansione Imperiale », Anno V, n. 11-12, 10 giugno 1941.

ID. — *Il finanziamento della guerra nel Regno Unito.* « Espansione Imperiale », Anno V, n. 8, 20 apr. 1941.

THAON DE REVEL P. — *Il catasto nella legislazione fascista.* P. I. Catasto Terreni, Roma, 1941.

ID. — *Dichiarazioni in sede di discuss. del bil. di previs. per l'esercizio* 1941-42, Roma, 1941.

ID. — *Dichiarazioni in sede di discuss. del bil. di prev. per l'esercizio* 1942-43, Roma, 1942.

ID. — *La finanza di guerra.* Roma, 1942.

ID. — *Guerra e denaro.* (Conf., Budapest, 1942), Roma, 1942.

ID. — *Taluni aspetti fiscali del problema montano.* « Annali della R. Acc. d'agric. di Torino », vol. 85, Ad. 14 Dic. 1941.

TIVARONI J. — *Alcune osservazioni a proposito della nuova imposta sul patrimonio.* « Il giornale economico », n. 5-8, Roma, 1941.

ASSOC. FRA LE SOC. ITAL. PER AZIONI. — *Il controllo dei cambi nei vari paesi.* Roma, 1940.

COMMITTEE ON PUBLIC DEBT POLICY. — *Our National Debt after greai wars.* New York.

CONFER. PERMANENTE DES HAUTES ETUDES INTERNATIONALES. — *Le contrôle des changes.* Tome I - *Introduction par J. B. Condliffe - Rapport Général par A. Piatier.*

ID. — Tome II - *Rapports nationaux - Allemagne - Amérique latine - Argentine et Bulgarie.* Paris, 1947.

IST. NAZ. DI FINANZA CORPORATIVA. — « Dir. Finanz. e Scienza delle Finanze ». A. V, n. 4, Dic. 1941, Padova.

SOC. ITAL. DI DEM. E STAT. — *Atti della VIII Riunione scientifica.* II - (Problemi tributari e assicurativi), Milano, 1942.

ECONOMIA: GUERRA

BACKMAN J., BOGEN J. J., COLES J. C., GROSSMAN W. L., KAPP K. W., MARTIN R. F., STEIN E. — *War Economics.* New York, 1942.

CHESSA F. — *L'Economia e la guerra.* Torino, 1945.

FONTANA RUSSO L. — *Preparazione e condotta economica della guerra.* Roma, 1942.

MAZZEI J. — *Problemi economici della guerra e del dopo guerra.* « Atti della R. Accad. dei Georgofili », Firenze, 1941.

REYMOND M. H. — *What's wrong with war prosperity ? and with trying to copy it by peace spending for prosperity ? Also a suggestion of a Sound National Economic Policy-Toward-* Binghamton-New York, 1944.

ECONOMIA: INDUSTRIA

BARBIERI G. — *Industria e Politica mineraria nello Stato Pontificio dal '400 al '600 - Lineamenti.* Roma, 1940.

BIJI M. — *Intreprinderile Industriale Particulare.* « Probleme economice » n. 2, si 3, Mar.-Apr. 1948, Bucaresti, 1948.

CAMPOLONGO A. — *La capacità produttiva dell'Industria siderurgica degli U. S. A.* « Riv. di Pol. Economica », Roma, 1942.

ID. — *Note sull'autarchia nel campo della produzione idroelettrica.* « Riv. Ital. di Sc. Commerciali », n. 3, Milano, 1941.

CASTANEDA J. — *El Consumo de Tabaco en España y sus factores.* Madrid, 1945.

CENZATO G., GUIDOTTI S. — *Il problema industriale del mezzogiorno.* Milano, 1946.

D'ANCONA U. — *Dell'influenza della stasi peschereccia del periodo* 1914-1918 *sul patrimonio ittico dell'Alto Adriatico.* « R. Comitato Talassografico Ital. », Mem. CXXVI, Venezia, 1926.

DI FENIZIO F. — *Evoluzione passata e prospettiva di sviluppo per l'industria mineraria albanese.* « Principi di economia albanese », Padova, 1940.

DIVATIA M. V. a. TRIVEDI H. M. — *Industrial Capital in India* (1938-39), Bombay (India), 1947.

DODI R. — *Del lanificio in Italia e all'estero.* Roma, 1943.

FERRERIO P. — *L'industria elettrica e la nazionalizzazione.* « Idea » a. III, n. 2, Febr. 1947, Roma.

ID. — *Il problema dell'energia elettrica.* « Negotia », A. II, n. 13-14 ; 10-25 Lug. 1947, Milano.

ID. — *Il problema delle fonti di energia in Italia e lo sviluppo dell'industria elettrica italiana.* « Riv. di Pol. Economica », A. XXXVII, S. III, Fasc. VII, Lug. 1947.

FLORENCE P. S. — *Investment, location and size of plant - A Realistic Inquiry into the Structure of British and American Industries.* Cambridge, 1948.

GOLZIO S. — *L'industria dei metalli in Italia.* Torino, 1942.

HANSSON A. e JOHANSSON I. — *Causes of variation in milk and butterfat yield of dairy cows.* « Kungl. Lantbruksakademiens Tidskrift » n. 6-2, 1940, Stockholm, 1941.

KELLER (von) R. — *Die Verlagerung der grosstädtischen Industrie.* Leipzig, 1938.

KIRKALDY H. S. — *The Spirit of Industrial Relations.* « The Perin Mem. Lect. » deliv. at Jamshedpur in Dec. 1946. London, 1947.

HÖGBOM I. — *Mineral Production.* The Royal Swedish Inst. for Engin. Res., « Proceedings », n. 117. Stockholm, 1939.

LAVIN J. D. — *La industrializacion de Mexico - Relaciones obrero patronales - Mexico*, Ateneo Nacional de Ciencias y artes, 1945.

LEGGETT W. F. — *The Story of Linen*. Brooklyn, N. Y.

ID. — *The Story of Wool*. Brooklyn, New York, 1947.

LEWIS H. T. — *Industrial Purchasing - Principles and Pratice*. Chicago, 1942.

LEWISOHN S. A. — *Human Leadership in Industry - The Challenge of Tomorrow*. New York-London, 1945.

LOWEGREN G. — *The forest and forest Industries of Norland*. Suppl. to « Svenska Handelsbanken's Index », Sept. 1945.

MC FADYEAN A. — *The History of Rubber Regulation*, 1934-1943. London, 1944.

MANDELBAUM K. — *The Industrialization of Backward Areas*. Inst. of Stat. Monograph n. 2, Oxford, 1945.

MITCHELL RATE L. — *Industrialization of the Western Pacific*. « An Economic Survey of the Pacific Area », P. III, New York, 1942.

PIETRA G. — *La crisi dell'industria serica*, 1948.

PIVATO G. — *Le scorte di esercizio nelle imprese industriali e mercantili*. Como, 1942.

PRIETO C. — *El problema de los costos y la industrializacion de Mexico*, Curso de Invierno de la Escuela Nacional de Economia de la Univ. Nacional Autonoma de México, Conferencia, Mexico, 1946.

PROKOPOVICZ S. N. — *L'industrialization des pays agricoles et la structure de l'économie mondiale après la guerre*. Neuchâtel, 1946.

RESTA M. — *Il problema della durata degli impianti*. « Il notiz. del dirig. di Az. Ind. » Anno XII, n. 1, Genn. 1941.

ID. — *La struttura dell'industria italiana*. Vol. I - *La struttura economica di un mercato*. Bari, 1947.

ROOS C. F. a. others — *The dynamic of automobil demand*. New York, 1939.

ROSSI C. — *L'unificazione nell'industria, nella vita sociale e in guerra*. Ente Naz. per l'unificazione nell'ind. Milano, 1942.

SACCHETTI U. — *L'economia industriale italiana nel quadro della collaborazione europea*. Rel. presentata al II conv. di Studi di Econ. e Pol. Industr. Siena 19-21 Mar. 1948, Roma.

SCEVRENCO J. A. — *Il metodo di Stakanov e l'accrescimento della produzione nel settore metallurgico*. Kiev, 1940.

SIPOS A. — *La répartition des matières premières industrielles dans le monde*. « Journal de la Soc. Hongroise de Statistique », n. 1-2. Budapes, 1942.

SMITH M. — *Sickness absence in industry*. « Proceed. of the Royal Soc. of London », S. B. n. 841, vol. 125, Aug. 1938.

STAMMATI G. — *Il problema industriale*. Roma, Min. per la costituente, 1946.

TARCHI A. — *Prospettive autarchiche*. (L'alcole). (Quaderni. A. III, n. 11 1942).

TENTI B. — *L'economia italiana durante e dopo le sanzioni. L'energia elettrica*. « La tecnica professionale », n. 11, 1938.

TIRELLI M. — *La funzione demografica della sericoltura*. « La Seta », A. XLVII, fasc. 6, Giug.-Lug. 1941.

Toschi U. — *Per gli studi sulla localizzazione delle industrie.* Bari, 1942.

Id. — *La teoria economica della localizzazione delle industrie secondo Alfredo Weber.* Bari, Univ., 1941.

Virnyk D. F. — *Il complesso economico popolare per lo sfruttamento delle risorse idriche di Donvas.* Kiev, 1940.

Amer. soc. for metals. — *Transactions* Vol. XL, 1948. Cleveland (Ohio, U. S. A.) 1948.

Assoc. fra le Soc. ital per azioni. — *I consigli di fabbrica in Europa.* Roma 1945.

Id. — *La socializzazione delle imprese.* Roma, 1945.

Assoc. naz. imprese distr. di energia elettrica (Anidel). — *Aspetti e problemi della nazionalizzazione.* Milano, 1946.

Az. minerali metallici ital. — *Metalli non ferrosi e ferroleghe. Statistiche* 1947. Roma, 1947.

Centro econ. per la ricostr. — *Per una nuova struttura dell'industria elettrica.* Roma, 1946.

Confed. gen. dell'industria ital. — *Annuario* 1947, id. 1948, Roma.

Ilva. — *Alti forni e acciaierie d'Italia* (1897-1947). Bergamo, 1948.

Industrial record 1919-1939. — *A Review of the inter-war years.* (Second Impression June 1945). Bournville.

Institut Technique de Salaires - Paris. — *Les primes collectives-Calcul et applications de la rentabilité industrielle - Méthodes nouvelles de mesures et de partage des résultats.* N. 5-6, 1947.

La Centrale - Soc. per il finanz. d. imprese elettr. e telef. per azioni - Milano. — *Relazioni e Bilancio al* 31 *ottobre* 1946. Assemblea Gen.le 21-XII 1946, Firenze.

Società des nations. — *Problèmes et politiques des matières premières* - P. I : *Problèmes, Propositions et Politiques* - P. II : *Les Leçons du passé.* Genève, 1946.

ECONOMIA : MONETA

Batalha Reis P. — *Ouro Portugues Amoedado.* Lisboa, 1940.

Bernacer G. — *La expression fundamental del valor del dinero.* « Anales de Economia », vol. II, n. 7-8.

Id. — *Der Preis des Geldes* (*Theorie des Zinses*). « Schmollers Jahrbuch », Jahrgang 67, H. 2, Berlin, 1943.

Id. — *Die Grundgleichung des Geldwertes.* « Weltwirtschaftliches Archiv ». Bd. 55, H. 3, Jena, 1942.

Borgatta G. — *Moneta e credito in Albania.* « Principi di economia albanese », Padova, 1940.

Breglia A. — *L'economia dal punto di vista monetario.* Univ. di Roma, A. acc. 1945-1946, Roma.

Brinkmann C. — *La politica monetaria e creditizia di guerra in Germania.* « Riv. di Dir. Finanz. e Scienza d. Finanze ». A. V, n. 2, Giug. 1941, Padova, 1941.

Cannaan E. — *Money : its connexion with rising and falling prices.* New York. Toronto, 1935-46.

Coppola d'Anna F. — *Esperienze monetarie di questo dopoguerra.* Milano, 1946.

Id. — *Il problema monetario.* Pisa. Univ., 1942.

Costa A. — *Salviamo la lira - Brevi note sui maggiori problemi economici e sociali del momento.* Roma.

Federici L. — *La moneta e l'oro.* Milano, 1941.

Fellner W. — *Monetary Policies and Full Employment.* Berkeley and Los Angeles, 1947.

Halm G. N. — *Monetary Theory.* A Modern Treatment of the Essentials of Money and Banking. Philadelphia, 1942.

Jannaccone P. — *Moneta e lavoro.* Torino, 1947.

Krach Börje. — *Sweden's monetary and fiscal policy before and after the second world war.* Suppl. to « Svenska Handelsbanken's Index » June, 1946, Stockholm, 1946.

Mercurio A. — *Le drame monétarie devient le drame humain : pour le conjurer, il faut créer la richesse. Le Mexique pays privilegié, peut en donner l'exemple.* « Journal Français du Mexique », Mexico, 22 nov. 1938.

Oesterheld Q. — *La leggenda dell'oro.* Roma, 1943.

Pedersen J. — *Teoria y politica del dinero.* Madrid, 1946.

Robertson D. H. — *Essays in Monetary Theory.* New York, 1946.

Rossetti Agresti O. — *Eterodossia monetaria in Inghilterra.* « Riv. di Pol. Econ. ». A. XXXII, fasc. V, Roma, 1942.

Rossi Ragazzi B. — *L'apprezzamento medio esterno della lira nel triennio* 1935-37. (*Relazioni fra prezzi interni, prezzi esterni e cambi esteri*), Roma. 1938.

Shinwel P. — *Shangai Money Market.* New York-Sino-Internat. Economic-Res. Center, 1946.

Suarez E. — *Politica monetaria.* (Conf. all'Univ. del Messico : 11, 23 e 25 de Abril de 1946), Mexico.

Tivaroni J. — *Dialoghi su la moneta.* Bari, 1948.

White A. D. — *Fiat Money Inflation in France.* Irvington-on-Hudson. New-York. The Found. for Econ., inc.

Banco di Roma. — *Dall'Impero di Roma all'Impero Fascista. Creazioni monetarie e bancarie italiane attraverso i secoli.* « Mostra delle terre italiane d'oltremare ».

Fondo monetario Internacional y Banco Internacional de Reconstruccion y fomento. (Acuerdos de Bretton-Woods). Buenos Aires, 1945.

ECONOMIA : PREZZI

Bene L. — *Die Preisregelung in Ungarn i. J.,* 1940-41. « Ungarischen Wirtschafts Jahrb. 1941 », Budapest, 1942.

Bilimovic A. — *Der Preis bei beiderseitigem Monopol.* « Weltwirtschaftliches Archiv », 57 B. H. 2, Jena, 1943.

Carli G. — *La disciplina dei prezzi.* Torino, 1943.

Coniglio G. — *Annona e calmieri nella Napoli spagnola.* Napoli, 1940..

Id. — *Note sulla storia della politica annonaria dei vicerè spagnoli a Napoli* « Arch. Stor. Nap. » N. S. A. XXVII, 1942.

Duberge J. — *Le contrôle des prix en France au regard de la théorie économique.* Paris, 1947.

ELSAS M. J. — *Umriss einer Geschichte der Preise und Löhne in Deutschland.* Leiden, 1940.

FANFANI A. — *A proposito di ricerche italiane e straniere di storia dei prezzi.* « Riv. Int.le di Sc. Soc. », Nov. 1941, A. XLIX, fasc. VI, Milano, 1941.

HARPER F. A. — *High Prices.* Irvington-on-Hudson, N. Y., 1948.

KATONA A. — *Price Control and Business - Field Studies Among Producers and Distributors of Consumer Goods in the Chicago Area,* 1942-44. Indiana, Blommington, 1945.

KAYSER H. — *Il miracolo della stabilità dei prezzi,* « Quaderni di Politica e di Economia contemp. », 1941

KJELLSTROM E. T. H., GLUCK G. H., JACOBSON P., WRIGHT J. — *Price Control - The War Against Inflation.* New Brunswick, 1942.

MARCHAL J. — *Le mécanisme des prix.* Paris, 1948.

MILLS F. C. — *Price-Quality Interactions in Business Cycles.* New York, 1946.

ID. — *The Structure of Postwar Prices.* National Bur. of Econ. Res. Occ. Paper 27, New York, 1948.

NOURSE E. G. — *Price Making in a Democracy.* Washington, 1944.

TAGLIACARNE G. — *Prices credit policy.* « Review of the Econ. Conditions in Italy ». Banco di Roma, vol. I, n. 6, Nov. 1947, Roma.

ZINGONE V. — *Ragionamenti sulla politica dei prezzi.* P. III. Firenze, 1940.

FOUNDATION FOR ECON. EDUCATION. — *The Story of Prices and How They Grew,* Irvington-on-Hudson. New York, 1948.

ECONOMIA : PRODUZIONE

PERROUX F. — *L'Amérique et nous.* «Productions françaises». Paris.

INST. INTERN. D'AGRICULTURE. — *Denrées et matières premières agricoles - Production et consommation dans les différentes parties du monde.* 1934-1938, Roma, 1942.

ID. — *Production et commerce international du Liège,* Roma, 1947.

ECONOMIA : RISPARMIO

CASSA DI RISPARMIO DI RAVENNA. — *Il primo secolo di vita della Cassa di Risparmio di Ravenna.* 1840-1940.

ISPETT. PER LA DIFESA DEL RISPARMIO E PER L'ESERCIZIO DEL CREDITO. — *Boll. - Monti di credito su pegno di 1 categoria.* Roma, 1941-43,

ID. — *Monti di credito su pegno di 2ª categoria.* Suppl. al n. 78 e Suppl. al n. 65.

ECONOMIA : STORIA

ALLEN G. C. — *A Short Economic History of Modern Japan* 1867-1937 London, 1946.

ANDRÈ L. — *Historia economica desde los descubrimientos hasta nuestros dias.* Mexico, 1940.

BARNES H. E. — *An Economic History of the Western World.* New Yorki 1942.

Ciasca R. — *Le forze di rinnovamneto nell'economia dell'Italia meridionale durante il secolo XVIII.* « Atti del Congresso di Bologna » del R. Ist. per la Storia del Risorg. Ital., Napoli, 1939.

Cioli L. — *Histoire économique depuis l'antiquité jusqu'à nos jours.* Paris, 1938.

Id. — *Historia economica. Economia antigua y medioeval. La politica economica de los estados.* Mexico, 1940.

Clapham J. H., Power E. — *The Cambridge Economic History of Europe. I. The Agrarian Life of the Middle Ages.* Cambridge, 1942.

Dal Pane L. — *Lezioni di Storia Economica. Parte propedeutica e generale.* Milano, 1946.

Donna G. — *Aspetti della Proprietà Fondiaria nel Comune di Chieri durante il XIII° secolo.* « Annali della R. Acc. d'Agric. di Torino », vol. 85°, 1942.

Fanfani A. — *Introduzione allo studio della Storia Economica.* Milano, 1943.

Id. — *Storia delle dottrine economiche. XX. Il Naturalismo.* Messina, Milano, 1946.

Fanno M. — *Principii di scienza economica.* Parte I. *Prime nozioni fondamentali.* P. II. *La teoria dei prezzi e dei mercati.* Padova, 1945-46.

Fossati A. — *Corso di Storia Economica. L'evoluzione storica della ricchezza e le sue fonti.* P. I. *L'era della prevalenza italica e mediterranea,* Torino, 1941.

Heimann E. — *History of Economic Doctrines. An introduction to economic theory.* London-New York-Toronto, 1945.

Hoffmann W. — *Wachstum und Wachstumsformen der englischen Industriewirtschaft von 1700 bis zur Gegenwart.* Jena, 1940.

Leicht P. S. — *Operai, artigiani, agricoltori in Italia, dal sec. VI al XVI.* Milano, 1946.

Lopez R. — *L'attività economica di Genova nel marzo 1253 secondo gli atti notarili del tempo.* « Atti della Soc. Ligure di Storia Patria », Genova, 1935.

Robequain C. — *L'évolution économique de l'Indochine Française.* Centre d'Etudes de Politique Etrangère, 1939.

Tawney R. H. — *Religion und Frühkapitalismus. Eine historische Studie.* Vorlesungen der Henry Scott Holland Gedächtnisstiftung 1922. Bern, 1946.

ECONOMIA: TRASPORTI

Anglade H. — *Trafic postal et cycle économique. Contribution à l'étude de la sensibilité du secteur public aux crises.* Paris, 1946.

Bandini B. A. — *Storia della posta e del francobollo.* 2ª ed., Milano, 1946.

Breuer J. — *Le Strade romane nel Belgio.* Roma, Ist. di Studi Romani, 1938.

Byvank A. W. — *Le strade romane nei Paesi Bassi.* Id., Id.

Crocco A. — *Politica ed economia dei trasporti aerei.* Roma, 1939-40.

Dobias J. — *Le strade romane nel territorio cecoslovacco.* Roma, Ist. di Studi Romani, 1937.

Goessler P. — *Le strade romane in Germania.* Roma, Ist. di Studi Romani, 1938.

Grenier A. — *Le strade romane nella Gallia.* Id., Id.

Levi D. — *Le grandi strade romane in Asia.* Roma, Ist.di Studi Romani, 1938.

Nagrj L. — *Le grandi strade romane in Ungheria.* Roma, Ist. di Studi Romani, 1938.

Pala G. — *I traffici marittimi nella economia italiana.* Genova, 1940.

Panaitescu E. — *Le grandi strade romane in Romania.* Roma, Ist. di Studi Romani, 1938.

Pini G. — *Le strade nell'Africa Orientale Italiana.* Roma, 1942.

Praschniker C. — *Le grandi strade romane nell'Austria.* Roma, Ist. di Studi Romani, 1938.

Romanelli P. — *Le grandi strade romane nell'Africa Settentrionale.* Roma, Ist. di Studi Romani, 1938.

Semseddin T. — *Le strade romane in Anatolia.* Roma, Ist. di Studi Romani, 1938.

Tenti B. — *Problemi dell'autarchia. La trazione a vapore sulle Ferrovie Ital. dello Stato.* « La tecnica professionale », n. 8, 1938.

Tomaselli A. — *Economia e politica dei traffici marittimi.* Univ. di Catania. A. Acc. 1945-46, Catania, 1946.

Trajani F. — *Le comunicazioni albanesi.* « Principi di Economia Albanese », Padova, 1940.

Wedgwood R. — *International Rail transport.* London, 1946.

Yanko T. — *Le grandi strade romane in Bulgaria.* Roma, Ist. di Studi Romani, 1937.

Consorzio autonomo del Porto di Genova. — *Porto di Genova. Il traffico nel* 1947. Genova, 1948.

Raibroad Legislation on full Crew, Personnel, and Train Lenghts

Bur. of Labor U. S. Dep. of Labor, *Railroad Legislation on full Grew Personnel and Train Lenghts* « Monthly Labor Review ». June 1940.

ETNOGRAFIA - ETNOLOGIA

Aguirre Beltran G. — *La poblacion negra de Mexico* 1519-1810 - *Estudio Etnohistorico.* Mexico, 1946.

Amedeo di Savoia Aosta. — *Studi africani.* Bologna, 1942.

Appasamy B. — *Indians of South Africa.* Bombay, 1943.

Aznar E. S., Minguijon A. S. — *Los intelectuales ante la ciencia y la sociedad.* (Discurso). R. Acad. de ciencias y politicas, Madrid, 1941.

Biasutti R. — *Le razze e i popoli della terra.* Vol. I - Razze, Popoli, Culture. Europa. Vol. II - Africa, Asia. Vol. III - Oceania, America. Torino, 1941.

Blanc A. C. — *Corso di Etnologia - Le culture dei popoli cacciatori e raccoglitori.* Roma, 1942 e 1943.

Id. — *Cosmolisi.* « Riv. di Antrop. », vol. XXXIV, Roma, Ist. It. di Antropologia, 1942.

Id. — *Etnologia e Paleontologia.* Soc. It. per il Progr. di Scienze, Roma, 1943.

Id. e altri. — *Discussione sulla « Cosmolisi »*. « Rend. d. Soc. It. di Antrop. e Etnol. », 357ª Ad., Firenze, 36-6-1942.

Id. Id. — *Discussione seguita alla comunicazione « Sul fenomeno di segregazione in etnologia »* (all'Ist. Ital. di Antrop., sed. d. 26-4 1941), « Rivista di Antropologia », vol. XXXIII.

Boccassino R. — *I Nilotici settentrionali* (in « Le razze e i popoli della terra » di R. Biasutti), Torino, 1941.

Bosch-Gimpera P. — *La formacion de los pueblos de Espana*. Mexico, 1945.

Bronzanti E. C. — *Relazione su una missione di studio al Kivu* (Congo Belga). R. Ist. Agronomia A. I., Firenze, 1941.

Canella M. — *Razze umane estinte e viventi*. Firenze, S. d.

Id. — *Razze umane estinte e viventi*. 2ª Ed., Firenze, 1942.

Caniglia G. — *I somali dell'Impero*. Roma, 1942.

Chakravarti N. — *An Ethnic Analysis of the Culture - Traits in the Marriage Customs as found among the Radhiya Brahmins of Mymensingh*. Univ. of Calcutta - Anthrop. Papers. N. S., n. 4, Calcutta, 1935.

Corso R. — *Etnografia - Prolegomeni*. vol. I, Napoli, 1941.

Cozzo G. — *Le origini della metallurgia - I metalli e gli dei*. Roma, 1945.

De Micheli D. — *Natura e uomini alle estreme latitudini*. Bologna, 1941.

Doke C. M. — *The Earliest Records of Bantu*. « Bantu Studies ». Vol. XII, n. 2, June 1938.

East R. — *Akiga's Story - The Tiv Tribe as seen by one of its members*. London, New York, Toronto, 1939.

Grottanelli Vinigi L., e Massari C. — *I Baria, i Cunama e i Beni Amer.*, vol. VI. Missione di Studio al lago Tana, Roma, R. Acc. di Italia, 1940.

Haddon A. C. — *The practical value of Ethnology*. Conway Memor. Lect. Deliv. at South Place Inst. on March 17, London, 1921.

Heizer R. F. — *Francis Drake and The California Indians*, 1579. « Univ. of California Publ. in Amer. Archaeology and Ethnology », Vol. 42, N. 3, Berkeley e Los Angeles, 1947.

Herskovits M. J. — *The Myth of the Negro Past*. New York - London, 1941.

James M. — *The Cherokee - A tale of an Oklahoma Boyhood*. London, 1947.

Lagercrantz S. — *Fish-Hooks in Africa and their distribution*. « Riksmuseets Etnografiska Advelning ». Smarre Meddelanden, n. 12, Stockholm, 1934.

Leighton A. H. e Dorothea C. — *The Novaho Door - an introduction to Navaho Life*. Cambridge, 1945.

Lindblom K. G. — *Die Schleuder in Africa und anderwarts*. « Riksmuseets Etnografiska Avdelning ». Smarre Meddelanden, n. 2, Stockolm, 1927.

Id. — *The use of Stilts especially in Africa and America*, id., id., n. 3.

Id. — *Fighting-Bracelets and kindred weapons in Africa*, id., id. n4.'

Id. — *The spiked wheel-trap and its distribution*, id., id., n. 5, 1928.

Id. — *Further notes on the use of stilts*, id., id., n. 6.

Id. — *The use of the Hammock in Africa*, id., id., n. 7.

Id. — *String figures in Africa*, id., id., n. 9.

Id. — *Kamba Riddles, Proverbs and songs.* « Arch. d'études Orientales », vol. 30, 3, Uppsala, 1934.

Id. — *Spears and staffs with two or more points in Africa.* « Statens Etnografiska Museum » - Smärre Meddelanden, n. 14, Stockholm, 1937.

Id. — *Wiredrawing especially in Africa*, id., id., n. 15, 1939.

Id. — *The sling, especially in Africa - Additional notes to a previous paper* id., id., n. 17, 1940.

Lips J. E. — *Trap systems among the montagnais-naskapi Indians of Labrador Peninsula*, id., id., n. 13, 1936.

Manuila S. — *La popolazione della Romania - (Studio etnografico).* Bucarest, « Amicizia Italo-Romena », 1949.

Marcu A. — *Il rinascimento romeno e l'Italia in cerca della latinità dei Romeni.* Bucarest. « Amicizia Italo-Romena », 1940.

Marquard L. — *The Native in South Africa.* Johannesburg, 1944.

Mead M. — *The Mountain Arapesh I. An Importing culture.* « Anthropol. papers of the Amer. Museum of Nat. History ». Vol. XXXVI, P. III, New York, 1938.

Mehl E. — *Stebender Schlagball - Kultur aus der Steinzeit ? Ein wichtiger Fund Proj. C. Gini's und seine Auswertung für die Kulturgeshichte der Spiele* - « Die Körperziehung », 1947, N. 10-11, Bern.

Id. — *Baseball in the Stone Age.* « The Western Folklore » (Californien), vol. VII, n. 2, Apr. 1948.

Modaelli (padre) M. E. — *Genti de l'India.* Milano, 1940.

Moldovan I. — *Statul Etnic.* « Bul. Eugenic si Biopolitic », Vol. XIV, Cluj, 1943.

Id., Ramneantu P., Facaoaru I. — *Inregistrarea etno-biologica a populatiei*, id., Vol. X, n. 1-2, Bucarest, 1941.

Molinari P. — *Ottocento friulano.* Udine, 1941.

Morley Sylvanns G. — *La civilizacion Maya.* México-Buenos Aires, 1946.

Musso G. A. — *Tra gli Indî del Brasile Centrale* (Studio Etnografico). Rapallo, 1940.

Nadel S. F. — *A Blach Byzantium - The Kingdom of Nupe in Nigeria.* London, New York, Toronto, 1942.

Nordenskiold E. — *An historical and ethnological survey of the Cuna Indians.* Göteborg, Ethnographical Museum.

Parenti R. — *I Bagiuni - Contributo alla conoscenza delle popolazioni della Somalia meridionale.* « Rassegna di studi etiopici », vol. V, Gen.-Dic. 1946, Roma, 1947.

Pedroni F. — *La Petronia gens.* Roma, 1943.

Pettazzoni R. — *Pubblicazioni italiane di etnologia* - « Studi e materiali di Storia delle religioni », vol. XVII, 1941.

Id. — *Miti e leggende.* I. *Africa - Australia.* Torino, 1948.

Ramneantu P. — *Barbatul Roman Medionormal.* « Bul. Eugenic di Biopolitic », Vol. XIII, Cluj, 1942.

Id. — *Contributziuni noi la studiul seroetnic al populatziei diu Romania.* « Ardealul Medical », A. II, n. 12, Sibiu, 1942.

Id. — *Origine ethnique des Séklers de Transylvanie.* « Rev. de Transylvanie ». T. n. 1, 1933, Bucarest, 1935.

Rosen (von) E. — *Dead prehistoric Egyptian culture spring from a marsh-dwelling people?* « Riksmuseets Etnografiska Advelning », Smarre Meddelanden, n. 8, Stockholm, 1929.

Seltzer C. C. — *Racial Prehistory in the Southwest and the Hawikuh Zunis.* « Papers of the Peaboy Museum of Amer. Archaeol. and Ethnology », Harvard Univ., vol. XXIII, n. 1, Cambridge Mass. 1944.

Soderstrom J. — *Die Figurstühle vom Sepik-Fluss auf Neu-Guinea.* « Statens Etnografiska Museum ». Smärre Meddelanden. N. 18, Stockholm, 1941.

Stahl H. H. — *Nerej - Un village d'une région archaïque.* Bucarest,, Inst. de Sc. Soc. de Roumanie, 1939.

Tancredi G. — *Folclore garganico.* Manfredonia, 1940.

Tucci G. — *Forme dello spirito asiatico.* Messina.

Autori diversi — *Bushmen of the southern Kalahari.* — « Bantu Studies », Vol. X, n. 4 e vol. XI, n. 3. Johannesburg, 1937.

Statens etnografiska museum. — *Annual report* 1940. (Sonderdruck), Stockholm, 1941.

EUGENICA

Apert E. — *Bienfaits et mefaits de la consanguinité.* « Congr. Internaz. di Eugenica », Bucarest, 1939.

Burt C. — *Intelligence and fertility - The effect of the differential birthrate on inborn mental characteristics.* London, 1946.

Federici N. *Les mesures legislatives italiennes à but eugénique.* Congr. Inter. di Eugenica di Bucarest, 1939.

Mjoen A, Kausch Fr., Lindsay J. A., Oliver T., DarwinL, Wille N. — *Program for racehygiene - Commentaries from* 1908-1921. *S. n. t.*

Moldovan I. — *Despre legile vietzii.* « Bul. eugenic si biopolitic » vol. XIII, n. 5-8, Cluj, 1942.

Moracci E. — *Per la rinascita dell'Eugenica in Italia.* (Clin. Ostetrica e Ginecol. dell'Univ. di Napoli). « Arch. di Ostetr. e Ginecol. », A. LIII, Genn.-Feb. 1948, n. 1.

Pehu M. e Brochier A. — *Pathogenie de la triade érythroblastique du nouveau-né.* Congr. Int. di Eugenica, Bucarest, 1939.

Ramneantu P. — *Cercetâri asupra constitutiei umane la Români.* « Bull. Eugenic si Biopolitic », vol. XIII, n. 5-8, 1942. Cluj, 1942.

Turpin R., Tisserand M. e Sans R. — *Les chondro-epiphysites des jumeaux.* Congr. Int. di Eugenica di Bucarest, 1939.

Autori vari. — *Medical Genetics and Eugenics.* Philadelphia, 1940.

FILOSOFIA

Bozzano E. — *Musica trascendentale.* Verona, 1943.

Bayet A. — *La moral de la ciencia* (Biblioteca, Teoria e historia). Buenos Ayres, 1945.

Carbone C. — *La verità della fede.* II Ed., Roma, S. d.

Carnap R. — *Formalization of logic.* Cambridge-Mass., 1943.

CARTER D. — *Sin and Science.* New York, 1946.

DE LA HARPE J. — *Le rationalisme mathematique d'Antoine Augustin Cournot.* « Cournot nella economia e nella filosofia », Padova, 1939.

DU PREL C. — *L'enigma umano.* Verona, 1943.

EDGEWORTH F. Y. — *The philosophy of chance.* « Mind », vol. IX, 1884.

JAYNE S. R. — *Marsilio Ficino's Commentary on Plato's « Symposium ».* Columbia (U. S. A.), 1944.

JOHNSON M. — *Science and the Meaning of Truth.* London, 1946.

JUNG C. G. — *L'io e l'inconscio.* Torino, 1948.

LANZILLO A. — *« Caso » è vitalismo.* « Cournot nella economia e nella filosofia », Padova, 1939.

LAO-TSE. — *Il Tao-Te-King.* I trad. da un testo critico cinese di Siao Sci-Yi, Bari, 1941.

LOCKE G. — *Saggio sull'intelletto umano - Passi scelti, tradotti e commentati da Guido De Ruggero.* Bari, 1947.

LODGE RUPERT C. — *Philosophy of Business.* Chicago Ill., 1945

LOTKA A. J. — *Evolution and Thermodynamics.* Vol. VIII, n. 2 Spring 1944 of « Science and Society ».

RAMSPERGER A. G. — *Philosophies of Science.* New York-Crofts, 1942.

REY ALTUNA L. — *Qué es lo bello - Introducion a la estetica de San Augustin.* Madrid, 1945.

RUSSEL B. — *Introduzione alla filosofia matematica.* Milano, 1947.

WORRAL R. L. — *The Outlook of Science Modern Materialism.* New York, Toronto-London, 1946.

FILOSOFIA: MORALE

BRUCCULERI A. — *Moralità della guerra.* Roma, 1940.

CLIFFORD W. K. — *The Ethics of Belief and other essays.* London, 1947.

LEPORE M. — *L'Enciclica sul matrimonio cristiano.* « L'alfiere della levatrice », n. 6-7.

PETRUZZELLIS N. — *Etica e Sociologia.* « Rassegna Monetaria », A. XL, n. 7-12, Roma.

RAVA A. — *Lezioni di Filosofia Morale - Su alcuni problemi fondamentali dell'Etica.* « Appunti per gli studenti », Univ. di Roma, Fac. di Lett. e Filos., Roma, 1946.

FILOSOFIA POLITICA

CABOARA L. — *Autonomia della filosofia politica.* « Riv. int. di Filosofia pol. e soc. », Genova, 1942.

SENECA L. A. — *La filosofia e lo Stato.* Messina, 1939.

ZAVALA S. — *La filosofia politica en la conquista de America.* Colleccion « Tierra Firme », n. 27. Fondo de Cult. Econ. Mexico, Buenos Ayres 1947.

FILOSOFIA SOCIALE

FREED L. — *Morality and Happiness.* London, 1945.

GENTILE G. — *Genesi e struttura della società - Saggio di filosofia pratica.* Op. complete, Firenze, 1946.

Huxley T. H. e Huxley J. — *Evolution and Ethics* 1893-943. London, 1947.

FISIOLOGIA (Vedi: *Medicina*)

FOLKLORE

Appelius M. — *Cannoni e ciliegi in fiore.* (*Il Giappone moderno*). Milano, 1942.

Conti Rossini C. — *Proverbi, tradizioni e canzoni tigrine.* Roma, Min. A. I., 1942.

Corso R. — *Folklore - Storia - Obbietto - Metodo - Bibliografia.* Napoli, 1946.

Kluckhohn Clyde. — *Navaho Witchcraft.* « Papers Museum of Amer. Archaeol. and Ethnology », Harvard Univ. vol. XXII, n. 2, Cambrige, Mass. U. S. A. 1942.

Marega M. — *Il Giappone* (*Nei racconti e leggende*). Bari, 1939.

Panetta E. — *Pratiche e credenze popolari libiche.* « Pubbl. dell'Ist. per l'Oriente », Roma, 1940.

Id. — *Proverbi, modi di dire e indovinelli arabi di Bengasi.* « Riv. degli Studi Orientali », Vol. XIX, Roma, 1941

Perali P. — *Introduzione alle Associazioni giovanili e feste antiche. - Loro origini.* Milano, 1939.

Rivetta P. S. (Toddi) — *Il paese dell'eroica felicità* (*usi e costumi giapponesi*), Milano, 1941.

Thompson S. — *The Folktale.* New York, 1946.

IGIENE E SANITA'

Aichelburg (Di) U. — *Problemi sanitari di guerra.* Milano, 1943.

Allaria G. — « *Dentitio difficilis* », Torino, 1941.

Carlinfanti E. — *La misura razionale dell'efficacia delle vaccinazioni.* Ist. Sieroterapico milanese « S. Belfanti », Ist. di Microbiologia della Univ. di Milano.

Id. e Cavalli L. L. — *Studi quantitativi sull'immunità.* « Boll. dell'Is.. Sieroterapico Milanese « S. Belfanti », vol. XXVI, 1945.

Id. e Molina L. — *Considerazioni sui risultati della vaccinazione antidifterica con particolare riguardo alla provincia di Pavia.* « Boll. della Soc. Medico-Chirurgica » di Pavia, 1942.

Conti L. — *L'Organisation de la santé publique du Reich pendant la guerre* in « État et Santé », Paris, 1942.

Cooper G. M., Pratt F. R., Hagood M. J. — *Four Years of Contraception as a Public Health Service in North Carolina.* « Amer. Journal of Public Health », vol. 31, n. 12, Dec. 1941. New York.

Dudgale J. N. — *Health in Hot Climates.* London, 1931.

Ferebee D. B. — *Planned Parenthood as a Public Health Measure for the Negro Race*, in « Human Fertility » vol. 7, n. 1. February, 1942.

Imbasciati B. — *Inchiesta sui risultati di circa* 400.000 *vaccinazioni antidifteriche in* 38 *capoluoghi, ecc.* « Omnia medica », Suppl. XVII.

Lepore M. — *L'igiene famigliare e sociale nel matrimonio.* « Giornale R. Soc. Ital. di Igiene », 30 sett., 1930.

Mc Cloy C. H. — *Tests and Measurements in Health and Physical Education.* New York, 1942.

Mac Nalty A. S. — *Health and the Family.* in: « Rebuilding Family Life in the Post-war World ».

Merrel M. e Sargent C. A. — *Method of Measuring the Effectiveness of Preventive Treatment in Reducing Morbidity.* « Amer. Journal of Public Health » and the « Nations Health » vol. 30, n. 12, Dec. 1940.

Mikic F. — *Hygienische Volksvelehrung in Jugoslavien.* « Gesundheit und Erziehung » H. 10. 48. Jahrg., Okt. Leipzig, 1935.

Id. — *Lineamenti sulla struttura del Banato della Sava con riguardo alla sua organizzazione igiènica* (in croato). da « Socijalno-medicinski pregled » - estratto - e in « Naucni Radovi », 21-36.

Murray M. M., Ryle J. A., Simpson B. W. e Wilson D. C. — *Thyroid Enlargement and other changes related to the Mineral Content of Drinking Water (With a Note on Goitre Prophylaxis)*, London, 1948.

Neri F. — *L'igiene pubblica nel quadro della bonifica integrale e della politica rurale italiana.* « Difesa Sociale », n. 10, 1938.

Phelps E. B. — *Stream Sanitation* (with a chapter on *Stream Microbiology* by J. B. Lackey), New York, 1944.

Sanarelli G. — *L'igiene nella vita pubblica e privata dell'antica Roma.* Roma, Ist. di Studi Romani, 1940.

Stone R. G. — *Health in Tropical Climates* (*Climate and Man*). Yearb. Sep. n. 1799, « Yearb. of Agric. 1941 », Washington, 1942.

Vernon H. M., M. A., M. D. — *Health in relation to occupation.* London, 1939.

Zavatti S. — *Le condizioni igieniche di una contrada marchigiana - Nota* 1945.

Commonwealth of Australia. — *Report of the National Health and Medical Research Council.* Eighteenth Session, A. C. T., 22-24 Nov. 1944. Canberra, 1944.

Federazione It. Naz. Fasc. Contro la Tubercolosi. — *Igiene della abitazione e diffusione della tubercolosi.* « Relaz. al V° Convegno Regionale della Sez. per la Toscana e l'Umbria », 1940.

International Labour Office. — *The Health of Children in Occupied Europe.* Montreal, 1943.

Res. Council-Privy Council. — *Bug Infestation*, 1935-40. « Report of the Committee on Bed Medical », London, 1942.

GENETICA

Andreoli G. — *Elementi matemaiici di base per una teoria della collettività secondo la genetica.* « Rend. della R. Acc. di Sc. Fis. e Mat. d. Soc. R. di Napoli ». S. IV, Vol. XII, 1941-42.

Id. — *Schema statistico di evoluzione e di selezione in una collettività e monoibridismo mendeliano*, id., vol. X, 1939-40, Napoli, 1940.

Barigozzi C. — *Ueber die geographische Verbreitung der Mutanten von « Artemia salina » Leach.* « Sechster Jahresbericht der Schweizerischen Gesellschaft für Vererbungsforschung ». S. S. G.; Archivder Julius Klaus-Stiftung für Vererbungsforschung, Sozialanthropologie und Rassenhygiene. B. XXI, 1946, H. 3-4.

Id. — *Differenze fenotipiche in popolazioni naturali di « Drosophila melanogaster » sulla base di un carattere quantitativo, e sua analisi genetica.* « Rend. Cl. di Sc. dell'Ist. Lombardo di Sc. e L. », vol. LXXIX, Fasc. I, 1945-46.

Id. e Tonissi G. — *Ricerche preliminari sul fototropismo dei mutanti di « Drosophila Melanogaster » Meig.* Pontif. Acad. Scientiarum Commentationes, A. X., vol. X, n. 13, 1946.

Blanc A. C. — *Etnolisi - Sui fenomeni di segregazione in biologia ed in etnologia.* Ist. Ital. di Antropol., Roma, 1940.

Bernstein F. — *Korrekturen bei Erblichkeits mathematischer Untersuchung von Krankheiten mit rezessivem Erbgang.* « Archiv für Rassen - und Gesellschaftsbiologie » B. 27, H. 1. Inst. fur mathem. Stat. der Univ. Göttingen, München, 1932.

Brody S. — *Bioenergetics and Growth - With special Reference to the Efficiency Complex in Domestic Animals*, New York, 1945.

Buzzatti-Traverso A. — *La determinazione di frequenze genetiche in una popolazione specifica.* « La ricerca scientifica », A. 13° N. 8-9, Roma, Cons. Naz. delle Ric., 1942.

Id. — *La limnologia nell'attacco di alcuni problemi di Genetica evolutiva,* « Mem. dell'Ist. Ital. di Idrobiol. Dott. Marco de Marchi », Vol. I : Atti del conv. di idrobiol. e limnol. di Milano, Apr. 1942, Milano.

Id. — *Genetica di popolazioni in « Drosophila » : I. Eterozigosi in « drosophila subobscura » Collins.*

Id. — II. *I cromosomi di 5 specie del gruppo « obscura » e la incrociabilità di varie razze geografiche.*

Id. — III. *Un maschio mutante di drosophila melanogaster trovato in natura e alta mutabilità in una popolazione liberamente vivente.* « Scienza Genetica », vol. II, fasc. 2, Torino, 1941.

Callan H. G. e Montalenti G. — *Chiasma interference in Mosquitoes.* « Journal of Genetics », vol. 48, n. 2. Aug. 1947.

Camara A. — *A centrifugaçao fonte de variaçoes cromosomicas.* « Agronomia Lusitana », Vol. II, t. II, 1940.

Id. — *Cromosomas dos trigos hexaplodes.* Ibid., Vol. VI, t. III, 1944.

Id. — *Variaçoes cromosomicas estruturais induzidas pela centrifugaçao.* Ibid., vol. IV, t. III, 1942.

Canella M. F. — *Genetica, Mutazionismo e Neolamarckismo.* « Riv. di Biologia » vol. XXI, Fasc. 1-6, 1941, Firenze.

Cavalli L. L. e Magni G. — *Methods of Analysing the Virulence of Bacteria and Viruses for Genetical Purposes.* « Heredity », vol. I, P. I, July 1947.

Champy Ch. — *L'heredité de la sensibilité aux hormones et les mutations génétiques de cette sensibilité.* Congr. Int. di Eugenica, Bucarest, 1939.

Clark F. J. — *Cytogenetic Studies of divergent meiotic spindle formation in Zea Mays.* « Amer. Journal of Botany », vol. 27, n. 7. July 1940.

Id. — *Preliminary investigations in Zea mays of the germination capacity of pollen with aberrant nuclei.* « Genetics », 27-137, 1942.

Id. e Copeland F. C. — *Chromosome aberrations in the endosperm of Maize.* « Amer. Hournolfof Botany », Vol. 27, n. 4.

Cockayne E. A. e Penrose L. S. — *The genetics of congenital pyloric stenosis.* « Ohio Journ. of Science », vol. XLIII, n. 1, Jan. 1943.

Cottermann C. W. — *The biometrical approach in human genetics.* « The Amer. Naturalist », vol. LXXVI, March-Apr. 1942, Univ. of Michigan.

ID. — *Relatives and Human Genetic Analysis.* « The Scientific Monthly», Vol. LIII, Sept. 1941, id.

ID. e FALLS H. F. — *Genetic Studies on Ectopia Lentis* - II. *Anthropometric and Linkage Data.* « Annals of Eugenics », vol. 12. P. 3, 1944, id.

COX MORRIS C. — *Genetic studies of genius.* Vol. II. *The early mental traits of three hundred geniuses.* Stanford Univ., California, 1926.

DAHLBERG G. — *Metodik zur Unterscheidung von Erblichkeit und Milieuvariationen mit Hilfe von Zwillingen.* « Hereditas ». XXVIII, 1942.

ID. e DAHLBERG B. — *Ueber Karies und andere Zahnveränderungen bei Zwillingen.* « Upsala Läkareforenings förhandlingar », Uppsala, 1942.

DEAN H. C. — *Unmarried Parenthood - An Analysis of* 1839 *Unmarried Parenthood Cases Active with Health and Welfare Agencies in Los Angeles County during April,* 1944. Res. Dep. Welfare Council of Metropol. Los Angeles, 1946. Publ. n. 3.

DE LIBERO G. — *Generazione e degenerazione.* Roma, 1945.

DE LORENZI E. — *Nozioni elementari di genetica* (continuazione). *Le mutazioni - La Radiogenetica - Eugenetica.* « Perfice Munus », Torino, 15 Apr. 1948.

DOBZHANSKY TH. e WRIGTH S. — *Genetics of natural populations - X. Dispersion rates in « Drosophilia Pseudoobscura ».* « Genetics », July 1943.

DUNN L. C. — *The effects of isolates on the frequency of a rare human gene.* « Proceed. of the National Academy of Sciences », vol. 33, N. 12, Dec. 1947.

ECKHARD H. — *Körperliche Missbildungen.* « Handbuch der Erbkrankheiten » Bd. VI, Leipzig, 1940.

EDSTRÖM G. — *Eineiige Zwillinge mit diskordanter Anfalligkeit von Rheumatismus in der Nachkommenschaft - Mit* 1 *Abbildung.* « Der Erbarzt » B. 9, H. 8, Aug. 1941.

FALLS H. F. e COTTERMAN C. W. — *Genetic studies on Ectopia Lentis - A pedigree of simple Ectopia of the Lens.* « The Arch. of Ophthalmology » Nov. 1943, vol. 30, Univ. of Michigan, U. S. A.

FRASER R. J. A. — *An Introduction to medical Genetics.* London-Humphrey Milford, 1940.

GINI C. — *Considerazioni a cui danno luogo i caratteri concatenati a seguito dell'intercambio.* « Proceed. of the 7th Intern. Gen. Congress ». Edinburgh (Scotland), 23-30 Ag. 1939.

HALDANE J. B. S. — *A note on Fisher's theory of the origin of dominance, and on a correlation between dominance and linkage.* « The Amer. Naturalist », vol. LXIV, 1930, p. 87.

ID. — *The relative importance of principal and modifying genes in determining some human diseases.* « Journ. of Genetics », Vol. XLI, n. 2-3, Jan. 1941, Cambridge, Great Britain.

ID. — *The partial sex-linkage of recessive spastic paraplegia.* « Journal of Genetics », vol. XLI, N. 2-3, Jan. 1941.

ID. — *The selective elimination of silver foxes in eastern Canada.* « Journal of Genetics », vol. 44, n. 2-3, Dec. 1942.

JONES D. F. — *A multiple Mosaic in maize.* « The Journal of Heredity », Washington, Vol. XXVI, n. 5, May 1935.

ID. — *Growth changes associated with chromosome breakage and reattachment.* « Genetics », 24-77, Jan. 1939.

Id. — *Growth Changes in Maize Endosperm associated with the Relocation of Chromosome parts.* « Genetics », 29, Sept. 1944.

Id. — *Heterosis resulting from degenerative changes*, id., 30, Nov. 1945.

Id. — *Equilibrium in genic materials.* « Proceed. of the National Academy of Sciences », vol. 30, n. 4, Apr. 1944.

Id. — *Natural and induced changes in chromosome structure in maize endosperm*, id., vol. 27, n. 9, Sept. 1941.

Id. — *Somatic Segregation due to hemizygous and missing genes and its bearing on the problem of typical growth*, id., vol. 21, n. 2, Febr. 1935.

Id. — *Translation in relation to mosaic formation in maize*, id., vol. 24, n. 5, May 1938.

Id. — *Nuclear Control of Cell Activity.* « Science », Oct. 28, 1938, vol. 88, 2287.

Jucci C. — *Introduzione allo studio della Genetica per medici, agrari e naturalisti.* Milano, 1944.

Id. — *I problemi della genetica studiati nel mondo animale.* « Boll. della Soc. It. di Biol. Sperim. », vol. XII, fasc. 9, 1937, Milano.

Kenneth J. H. — *Gestation Periods. A table and bibliography.* Imperial Bur. of Animal Breeding and Genetics. Tech. Communication n. 5, 2 ediz. Edinburgh, 1947.

Lang T. — *Ueber die erbliche Bedingkeit der Homosexualität und die grundsätzliche Bedeutung der Intersexualitätsforschung für die menschliche Genetik.* « Allg. Zeitsch. für Psych. und ihre Grenzgebiete », B. 112, 1939.

Id. — *Vierter Beitrag zur Frage nach der genetischen Bedingtheit der Homosexualität.* « Zeitsch. für die gesamte Neurologie und Psychiatrie », B. 166, H. 12, Berlin 1939.

Ludwing W. — *Faktorenkoppelung und Faktorenaustausch bei normalem und aberrantem Chromosomenbestand - Probleme der theoretischen und angewandten Genetik und deren Grenzgebiete* Redigiert : Reinig-Leipsig, 1938.

Magniuness O. D. — *Environment and Heredity.* London, Edinburg, ecc., 1940-1944.

Malecot G. — *Les processus stochastiques de la génétique.* Colloque Intern. de calcul des probabilités et de stat. mathem. Lyon 28 juin, 3 juillet.

Milani G. e Montalenti G. — *Radiogenetica.* « Trattato di Radiobiologia », vol. III, A. 1939.

Mueller H. J., Littke C. C., Snyder L. H. — *Genetics, Medicine and Man.* Ithaca-New York, 1947.

Penrose L. S. — *Autosomal Mutation and Modification in Man with special reference to mental defect.* « Annals of Eugenics », vol. VII, P. I, 1936, Cambridge (G. B).

Id. — *A contribution to the genetical study of phenylketonuria.* Sect. V, 1941. Trans. R. S. A.

Id. — *Genetic Linkage in graded human characters.* « Annals of Eugenics », Vol. VIII, P. III, 1938, Great Britain.

Id. — *Some practical considerations in testing for genetic linkage in sib data.* « Ohio, Journal of Science », vol. XXXIX, n. 6 Nov. 1939.

PIROVANO A. — *L'evoluzione alla luce della genetica moderna.* Relaz. 12 marzo 1947.

ID. — *La genetica del pero.* « Riv. di Frutticultura », vol. X, n. 1, Faenza.

PHILIP U. — *Crossing over in the Males of « Drosophila subobscura ».* « Nature », vol. 153, Febr. 19, 1944.

PHILIP U., RENDEL J. M., SPURWAY H. e HALDANE J. B. S. — *Genetics and Karyology of « Drosophila Subobscura ».* « Nature », vol. 154, pag. 260, Aug. 26, 1944.

RENDEL J. M. — *Genetics and Cytology of « Drosophila Subobscura »II Normal and Selective Matings in Drosophila Subobscura.* « Journal of Genetics », vol. 46, No. 2-3, Jan. 1945.

RHOADES M. M. — *On the Genetic Control of Mutability in Maize.* « The Proceed. of the National Academy of Sciences », vol. 31, March 1945.

ROBERTS L. M. — *The effects of traslocation on growth in « Zea mays ».* « Genetics », 27 : 166, 1942.

SAX K., MC PHEE H. C. — *Color factors in bean hybrids.* « Journal of Heredity », vol. XIV, n. 5, 1923, Amer. Genetic Assoc., Washington, 1923.

SINGLETON W. R. — *Breeding behavior of C 30 a diminutive P 39 mutant whose hybrids show increased vigor.* « Genetics », 28-29, 1943.

ID. — *Effect of colored cellophane on the production of sun-red color in maize.* « Science », Nov. 27, 1936, vol. 84, n. 2187.

ID. e MANGELSDORF P. C. — *Gametic Lethals on the fourth chromosome of maize.* « Genetics », 25 July 1940.

ID. e NELSON O. E. — *The improvement of naturally cross-pollinated plants by selection in self-fertilized lines* - IV. *Combining Ability of Successive Generations of Inbreed Sweet Corn.* Connecticut Agric. Exp. Station, N. Haven, Bull. 490, Oct. 1945.

ID. e JONES D. F. — *Sweet Corn Hybrids Lexington, Lincoln and Lee.* Id., id., Circ. 148, Oct. 1941.

ID. — *Hybrid vigor in the intra-inbreed cross P 39 per C 30 in maize.* Record of the « Genetics Society of America », n. 12, 1943.

ID. — *Hybrid Vigor in Intra-Inbred Crosses and Its Utilization in Maize Breeding.* « Ann. Meet. Amer. Soc. of Agronomy Columbus », Ohio, Feb. 27, 1946

SPURWAY H. — *The Genetics and Cytology of Drosophila Subobscura, I-Element A. Sex-Linked Mutants and their Standard Order.* « Journal of Genetics », vol. 46, n. 2-3, Jan. 1945.

STEVENS W. L. — *Novos métodos para o estudo da Genética humana.* Coimbra, 1945.

TERMAN LEWIS M. e ODEN MELITA H. — *The Gifted Child Grows Up - Twenty-five years' follow-up of a superior group.* Vol. IV, Stanford-California ; Stanford Univ. London, 1947-48.

ID. and others. — *Genetic Studies of Genius* - vol. I - *Mental and Physical traits of a thousand gifted children.* California, 1926.

VITAGLIANO G. — *La spermatogenesi e la distribuzione dei chiasmi in « Aselus acquaticus L. ».* Pubbl. della « Stazione Zool. di Napoli », 1947, vol. XXI, fasc. II.

WAHLUND S. — *Gelbrostbestimmungen an Wintergerste.* « Hereditas », XV, 1931.

Id. — *Sozialer Aufstieg und anthropologische Auslese.* Id., XII, 1929.

Id. — *Zusammensetzung von Populationen und Korrelationserscheinungen vom Standpunkt der Vererbungslehre aus betrachtet.* Id., XI, 1928.

Walter H. E. — *Genetics - An Introduction to the Study of Heredity.* New York, 1946.

Weinberg W. — *Zwillingsforschung und Aussenfaktoren.* « Münchner medizinische Wochenschrift », 1924, n. 17, München, 1924.

Wright S. — *The Differential equation of the distribution of gene frequencies.* « Proceed. of the National Academy of Sciences », vol. 31, n. 12, Dec. 1945.

Id. — *The distribution of gene frequencies under irreversible mutation.* Id., vol. 24, n. 7, July 1938.

Id. — *The distribution of gene frequencies in populations of polyploids.* Id., vol. 24, n. 9, Sept. 1938.

Id. — *Fisher's Theory of Dominance.* « The American Naturalist », vol. LXIII.

Id. — *Genes as physiological agents. General considerations.* Id., volume LXXIX, July-Aug. 1945.

Id. — *Isolating by distance under diverse systems of mating.*, Id. 31, January, 1946.

Id. — *Tests for linkage in the Guinea Pig.* Id., 26, Nov. 1941.

Id. — *Physiological Aspects of Genetics.* « Annual Review of Physiology », vol. VII, 1945.

Id. e Dobzhansky Th., — *Genetics of natural populations* - XII. *Experimental reproduction of some of the changes caused by natural selection in certain populations of Drosophyla pseudo obscura.* Id., 31, March, 1946.

Id., Dobzhansky Th. e Hovanitz W. — *Genetics of Natural Populations* - VII. *The Allelism of lethals in the thirds Chromosome of Drosophila pseudo obscura.* « Genetics » 27, July 1942.

GENETICA : EREDITARIETÀ

Bernstein M. E. e Burks B. S. — *A note on inheritance iris rim color and width.* « Journal of Heredity », Washington D. C., vol. XXXIX, n. 3, March 1948.

Id. — *The Incidence and Mendelian Transmission of Mid-digital Hair in man.* Id., id., vol. XXXIII, n. 2, Febr. 1942.

Bleuler M. — *The delimitation of influences of environment and heredity on mental disposition.* « Character and Personality », vol. I, June 1933, n. 4, Durham N. C., U. S. A.

Carles J. — *Problèmes d'hérédité,* Paris, 1945.

Falls H. F. — *Inheritance of Retinoblastoma - Two Families Supplying Evidence.* « The Journal of the Amer. Medical Assoc. », Jan. 18, 1947, vol. 133. Ann Arbor-Michigan (U. S. A.).

Haldane J. B. S. — *A new pedigree of recurrent bullons eruption of the feet.* « Journal of Heredity » Amer. Genetic Assoc., Washington D.C., vol. XXXIII, n. 1, January 1942.

Johnson S. A. M. e Test A. R. — *Epidermolysis Bullosa Simplex of the Hands and the Feet. (A Genetic Study of the Hereditary Type).* « The Arch. of Dermatol. and Syphilology », June 1945, vol. 53, Ann Arbor, Michigan - U. S. A.

KROGMANN W. N. — *The inheritance of non-pathologic physical traits in man.* « Eugenical News », vol. XX, n. 6, 1936.

KUEHN A. — *La teoria dell'ereditarietà.* Torino, 1942.

LYSENKO T. D. — *Heredity and its variability.* New York, 1946.

MAGUINNES O. D. — *Environment and Heredity.* London, ecc., 1940-44.

MATHER K. — *The Measurement of Linkage in Heredity.* « Methuen's Monographs on Biological Subjects », London, 1938.

NORINDER J. — *Twin differences in writing performance - A study of heredity and school training.* Lund, 1946.

PIERACCINI G. — *Eredità dell'ingegno e dei particolari talenti.* Firenze, 1947.

ROULET E L. — *Hérédité mendélienne et analyse combinatoire.* Genève, 1941.

RUNDLES R. e FALLS H. F. — *Hereditary (Sex-Linked).* « The Amer. Journal of Medical Sciences », 211, June 1946. Thomas Henry Simpson Memorial Inst. and Laboratory of Vertebrate Biology, Univ. of Michigan, Ann Arbor, Michigan (U. S. A.).

SINGLETON W. R. — *Inheritance of indeterminate growth in maize.* « The Journal of Heredity », Washington D. C., vol. XXXVII, n. 2, February 1946.

ID., — « *Long Husk* » *Sterility in Maize.* Id., vol. XXXVII, n. 1, Jan. 1946.

ID., — *Noyes Darling, first maize breeder.* Id., vol. XXXV, n. 9, Sept. 1944.

TEST A. R. e FALLS H. F. — *Dominant inheritance of cleft lip and palate in five generations.* « Journal of Oral Surgery », vol. 5, Oct. 1947, Univ. of Michigan, U. S. A.

VERSCHUER F. — *L'image héréditaire de l'homme* (*Etat et Santé*). Paris, 1942.

WINGE O. a DITLEVSEN E. — *Colour inheritance and sex determination in « Lebistes ».* « Comptes Rendus des travaux du Lab. Carlsberg », S. Physiol., vol. 24, n. 20, Copenhague, 1948.

WOODWORTH R. S. — *Heredity and Environment - A critical Survey of Recently Published Material on Twins and Foster Children.* New York,

GEOGRAFIA

ALMAGIA R. — *Fondamenti di geografia generale.* Roma.

BAEGERT J. J. — *Noticias de la peninsula americana de California.* Mexico, 1942.

BALDUCCI O. — *I nomi regionali della Sardegna.* « Ist. di Geogr. dell'Univ., Firenze, 1945.

BATALHA R. V. — *O conhecimento do Brasil no seculo XV.* Lisboa, 1938.

BOCCASSINO R. — *Sudan.* « Enciclopedia Italiana », vol. XXXII.

BONNOLI A. — *Lo spazio terrestre come elemento vitale.* Siena, 1947. Conv. di Studi sull'Africa, Napoli, 18-21 dicembre 1947.

BUCUTA E. — *Il Danubio Romeno.* « Amicizia Italo-Romena », Bucarest, 1941.

CANDIDA L. — *La Turchia.* Roma, 1942.

Costa Valdez Thomaz dos Santos A. — *Angola - Coraçao do Imperio.* « Rep. Portuguesa - Min. das Colonias », Lisboa, 1945.

Cucchetti G. — *Transilvania.* Palermo, 1941.

Dantin Cereceda J. — *Regiones naturales de Espana.* t. I, « Consejo Sup. de Investig. Cientificas, Madrid, 1942.

Dauphin-Meunier A. — *La cité de Londres.* Paris, 1940.

Desio A. — *Il Sahara Italiano - Il Tibesti Nord-Orientale.* Roma, « R. Soc. Geogr. Ital. », 1942.

Eppstein J. *Belgium.* Cambridge, 1944.

Galvani L. — *Brasile moderno « terra incantata ».* Milano, 1948.

Giannitrapani L. — *La Savoia.* Roma, 1941.

Gray G. D. B. — *Soviet Land - The country, its people and their work.* London, Black, 1947.

Grottanelli V. L. — Vol. I. *I Mao ;* II. *Ricerche geografiche ed economiche sulle popolazioni.* Roma, « R. Accad. d'Italia », 1939.

Hartke W. — *Kulturgeographische Wandlungen in Nordöstfrankreich seit dem Kriege.* « Berliner Geographische Arbeiten » H. 1, Stuttgart, 1932.

Haushofer A. — *Zur Problematik des Raumbegriffs.* « Schriften zur Geopolitik », H. 2, Berlin, 1935.

Hunnicutt B. H. — *Brazil Looks Forward.* Rio de Janeiro, 1945.

Isnardi G. — *La Corsica.* Roma, 1942.

James P. E. — *Latin America.* New York, 1942.

Kempster J. W. — *Our Rivers.* London-New York-Toronto, 1948.

Kormos C. — *Rumania.* Cambridge, 1944.

Landini P. — *L'India inglese.* Roma, 1942.

Id. — *Novara* « Studio di Geografia urbana », Novara, 1941.

Maroi L. — *Valori geografici e demografici delle antiche civiltà del Mediterraneo.* « Atti della VII Riun. di Firenze della Soc. Ital. di Dem. e Stat. », Città di Castello, 1942.

Mazzi R. — *Questa è l'Argentina.* Roma, 1947.

Merlini G. — *L'alto bacino del fiume Sarca (Valli Reudena e Giudicarie).* Bologna, « Com. Naz. per la Geogr. », 1938.

Migliorini E. *Il Montenegro.* Roma, 1942.

Id. — *La Siria.* Roma, 1941.

Id., Zampaglioni G., Vismara M. — *La Thailandia.* Milano, 1941.

Id — *La Tunisia.* Roma, 1941.

Mori A. — *La Dalmazia.* Roma, 1942.

Pedroni F. — *L'Italia geografica ed economica.* « Gruppo giovanile della Assoc. di cultura italo-germanica », Milano.

Pozzo, Balbi L. — *L'isola di Cherso.* Roma, 1934.

Pullè G. — *L'Ucraina.* Roma, 1942.

Id. — *La Croazia.* Roma, 1942.

Rawling G. S. — *Malaya.* Oxford, ecc., 1945.

Riccardi R. — *I paesi del Caucaso.* Roma, 1942.

Ridgley D. C. e Eklaw S. E. — *Influence of Geography on our Economic Life.* New York, 1944.

Scarin E. — *Udine - Ricerche di Geografia Urbana.* Comit. Naz. per la Geogr., Bologna, 1941.

Scarpa-Gregori S. — *Studi geografici sull'isola di Lussino.* Cons. Naz. d. Ric., Bologna, 1941.

Sestini A. — *Le isole Ionie.* Roma, 1942.

Simmons J. — U. S. S. R. *A concise Handbook.* Ithaca-New York, 1947.

Slaughter G. — *Calabria, the first Italy* « The Univ. of Wisconsin Press.» Madison, 1939

Toniolo R., Giusti U., Morandini G. — *Il quadro geografico . Notizie demografiche. Le condizioni economiche della provincia di Lubiana.* « La provincia di Lubiana », Cons. Naz. d. Ric. - Comit. per la Geogr., Bologna, 1942.

Id., Id. — Id., id., *della Dalmazia,* « La Dalmazia », id., 1943.

Toschi U. — *Il Chenia e L'Uganda.* Roma, 1942.

Id. — *L'Egitto.* Roma, 1941.

Id. — *Il Sudan Anglo-egiziano.* Roma, 1942.

Walter J. — *Jsland.* « Berliner Geographische Arbeiten ». H. 7, Stuttgart, 1935.

Whymant N., Liang Y. L. — *China,* London, 1946.

Zarro E. — *Il Grigione Italiano - Demografia - Economia - Politica.* Zurigo, 1945.

Zavatti S. — *Un angolo poco noto della Dalmazia : il comune di Zuppa e la sua popolazione.* « Arch. per l'Antrop. e l'Etnol. », Firenze, fasc. 1-4, 1945.

Id. — *Le regioni polari artiche in Italia - Nota.* Forlì.

Id. — *Saggio di fitotoponomastica della Romagna.* Forlì, 1945.

Inst. Brasileiro de Geografia e Estatistica. — *Divisao Territorial do Brasil Quadro da divisao administrativa regional decretada, nos termos da lei n.* 211 *de 2 de março de* 1938 *para vigorar de* 1944 *a* 1948. Rio de Janeiro, 1945.

Min. A. I. — *Esplorazioni dei laghi della fossa Galla.* Roma, 1941.

Soc. Mexicana de Georg. y Estatistica: *Esiudios de Geografia.* — *Ciclo de Conferencias sustentadas en el ejercicio social* 1942-43. Mexico, 1943.

GEOGRAFIA: ATLANTI

Baratta M. e Fraccaro P. — *Atlante storico :* 1) Evo antico ; 2) Medio Evo ; 3) Evo Moderno.

De Agostini — *Calendario atlante* 1942-*XX.* Novara, Ist. Geogr. De Agostini, 1942.

Romer E. — *Maty Atlas Geograficzny - Wydanie Czternaste.* Warszawa, 1948.

Id., Wasowicz J. — *Atlas Polski Wspotczesnej.* Warszawa, 1948.

Visintin L. — *Nuovo Atlante geografico metodico.* Novara, Ist. Geogr. De Agostini, 1940.

GEOGRAFIA ANTROPICA

ALMAGIÀ R. — *I Samaritani.* « Boll. d. R. Soc. Geogr. Ital », vol XII, n. 1, Roma, 1935.

EYDOUX H. P. — *L'Homme et le Sahara.* S. 1, 1943.

GIBELLINO KRASCENINNICOWA M. — *Gli Sciti.* Roma, 1942.

MALESANI E. — *L'insediamento umano nella val Gardena e nelle valli adiacenti.* In « Contributi alla carta antropogeografica della Ven. Trid. - Studi geogr. sulle terre redente », Com. Naz. per la Geogr., Bologna, 1938.

MERCIAI G. — *Notizie antropogeografiche sulla Val di Sole.* (Studi geografici sulle terre redente) Univ. di Bologna - Com. Naz.le per la Geogr., 1941.

MODIGLIANI M. — *L'insediamento umano nella Val Passiria (Trentino).* Cons. Naz. d. Ric. - Com. Naz. per la Geogr., Bologna, 1938.

MORANDINI G. — *Notizie antropogeografiche sulla Val di Fiemme.* Studi geografici sulle terre redente, III Univ. di Bologna. Comit. Naz. per la Geogr., Bologna, 1941.

SMITH T. L. — *Brazil : People and Institutions.* Louisiana State, 1946.

ZAVATTARI E. — *Missione Biologica nel paese dei Borana - Condizioni biologiche e antropiche.* Vol. I, Accad. d'Italia - Centro di Studi per l'A. O., Roma, 1940.

GEOGRAFIA ECONOMICA

CAPOT, REY R. — *Géographie de la circulation sur les continents.* Abbeville, 1946,

CUMIN G. — *La Sicilia - Profilo geografico-economico.* Catania, 1944.

GIUSTI U., TONIOLO A., MALESANI E. — *Indagine geografico-economica sui masi dell'Alto Adige.* « Studi geografici sulle terre redente » - Cons. Naz. d. Ric., Bologna, 1940.

HUNTINGTON E., WILLIAMS F. E., VALKENBURG S. — *Economic and social geography.* New York, 1933.

MANGUS A. R. — *Rural Regions of the United States.* Washington, 1940.

MASSI E. — *L'Africa economica* - Vol. I. *L'ambiente naturale - L'ambiente antropico. I fattori dello sviluppo economico - L'economia di raccolta - L'economia agricola.* Milano, 1941.

MATTERN J. — *Geopolitik - Doctrine of National Self-Sufficiency and Empire.* The Johns Hopkins Univ. Studies in Hist. and Pol. Science, S. LX, n. 2, 1942.

MIGLIORINI E. — *Strade e Commercio dell'Iran.* Messina, Milano, 1939.

MILONE F. — *L'Albania economica.* Padova, 1941.

SMITH J. RUSSEL. — *Industrial and Commercial Geography.* New York, 1939.

VIOLLER D. — *Le strade romane della Svizzera.* Roma, Ist. di Studi Romani, 1937.

VULLE N. — *Le strade romane in Jugoslavia.* Id., id., 1938.

GEOGRAFIA FISICA

BAILEY R. W. — *Climate and Settlement of the Arid Region - Climate and Man.* Yearb. Sep. n. 1793, 1941. Yearb. of Agriculture U. S., 1942.

Blumenstock D. I. e Thornthwaite C. W. — *Climate and the World Pattern* (*Climate and Man*). Yearb. Sep. n. 1788, of the 1941, Yearb. of Agriculture.

Castellani A. — *Climate and Acclimatization - Some Notes and Observations*. London, 1938.

Cavasino A. — *Frequenza e distribuzione dei terremoti italiani nel ventennio* 1891-1910. Modena, 1916.

Id. — *I terremoti d'Italia nel trentacinquennio* 1899-1933. App. al vol. IV, S.III delle «Mem. e del R. Uff. centr. di Meteor.e Geofisica», Roma 1935.

Daly R. A. — *Strength and Structure of the Earth*. New York, 1940.

Dantin Cereceda J. — *El ciclon del* 15-16 *de Febrero de* 1941 *sobre la peninsula iberica*. « Estudios Geogr. », 1941, A. II, n. 2, Febr.

Id. Carbonell A. Revenga. — *Las Lineas y las Zonas isoxeras de Espana segun los indices termopluviometricos, Avance al estudio de la Aridez en Espana*. « Estudio Geogr. », Ano II, n. 2 Feb. 1941.

Eredia F. — *Distribuzione oraria e distribuzione annua dei terremoti italiani nel decennio* 1891-1900. Modena, 1905.

Id. F. — *Nuovi procedimenti per le ricerche climaterapiche*. « Difesa sociale », n. 1-2, 1942.

Eucchi V. — *La distribuzione dei laghi alpini nel bacino della Toce*. « Mem. dell'Ist. ital. di idrobiol. », Milano, vol. III, 1947

Haurwitz B., Austin J. M. — *Climatology*, NewYork-London, 1947.

Humbidge G. — *Climate and Man - A Summary*. Yearb. sep., n. 1786, « Yearb. of Agric. 1941 », U. S. A.

Markham S. M. — *Climate and the energy of nations*. London-New York-Toronto, 1947.

Rastrelli A. — *Precipitazioni e deflussi nei corsi d'acqua italiani*. Pisa, Ist. di Idr. e Costr. Rurali di Pisa.

Sauer C. O. — *The Settlement of the Humid East* (*Climate and Man*). Yearb. sep. n. 1790, « Yearb. of Agric. 1941 », Washington, 1942.

Socin C. — *Osservazioni sulla morfologia e sulla geologia dell'isola di Lussino* in « L'isola di Lussino ». Bologna, 1941.

Thornthwaite C. W. — *Climate and Settlement in the Great Plains*. Yearb. sep. n. 1792, « Yearb. of gric. 1941 », Washington 1942.

Tonolli V. — *Gli alti laghi della Val Bognasco*. P. I, « Mem. Ist. Ital. di di Idrobiol. », Milano, vol III, 1947.

Trewartha G. T. — *Climate and Settlement of the Subhumid Lands*. (*Climate and Man*), Yearb. sep., n.1791, Yearb. of Agric. 1941, Washington, 1942.

Wegener A. — *La formazione dei continenti e degli oceani*. Torino, 1942.

Union Intern. de Geodesie et de Géophysique. — *Proces Verbaux des séances de la section de météorologie. I. assemblée générale mai* 1922. Rome, 1922.

GEOLOGIA

Blanc A. C. — *La geocronologia assoluta*. « Mercurio », Roma, Ag. 1945.

Id. — *Variazioni climatiche ed oscillazioni della linea di riva del Mediterraneo centrale durante l'Era glaciale*. « Geologie der Meere und Binnengewaesser », Bd. 5, H. 2, 1942.

De Terra H. — *Pleistocene Geology and Early Man in Java.* « Transactions of the Amer. Philos. Soc. », n. s. vol. XXXII, p. III, Philadelphia, 1943.

Ries H. — *Economic Geology.* New York, 1942.

GUIDE

Carli E. — *Siena - Guida turistica della città e provincia.* Siena, 1945.

Consoc. Turistica Ital. — *Albania* (Guida d'Italia). Milano, 1940.

Id. — *La Croazia,* Milano, 1942.

Romania. — *Guide de la Roumanie* (IIème Ed.), Bucarest, 1940.

Siena. — *Il Palio* (2 luglio-16 agosto). Siena, 1948.

ISTRUZIONE PUBBLICA

Arangio-Ruiz G. — *L'Università di Macerata nell'epoca moderna* (1808-1905), Macerata, 1905.

Canella M. F. — *Considerazioni e proposte per una migliore selezione dei docenti e dei discenti dell'ordine universitario.* « L'Univ. Italiana », A. XXXVIII, 1942, Fasc. II-III, Bologna, 1942.

Cantella A. e Ferruzzi R. — *La scuola nel mondo - Italia.* Roma, 1943.

Charlton J. L. — *School Services in Rural Communities in Washington County.* Agr. Exp. Station - Payetteville, Bull. n. 398, June, 1940.

Cherubino S. — *Preparazione pre-universitaria e ordinamento universitario degli studi di matematica.* « Univ. d'Italia », A. III, n. 5, Roma, 1942.

Colonnetti G. — *Riordinamento dei corpi consultivi del Ministero della Pubblica Istruzione.* « Discorsi all'Ass. Costit., 9 e 11 Dic. 1947 », Roma, 1948.

D'Avack Mons. G. — *La Sapienza. Il S. Sacramento. L'Università.* Roma, 1942.

Ermini G. — *Concetto di « Studium Generale ».* Modena, 1942.

Ferrari delle Spade G. — *Relazione sull'anno accademico 1939-40.* 10 Nov. 1940, Trieste, R. Università, 1941.

Greenwood, Major. — *University Education : its recent history and function.* « Journ. of the R. Stat. Soc. », vol. XCVIII, P. I, 1935.

Hadzig J. A. — *Scuola e analfabetismo nella Bosnia-Herzegovina* (*Scuola di Mikic*). « Novog Behara », A. XIII, n. 11-12 in « Naucni radovi » 21-36, Sarajevo, 1940.

Lucidi M., Vuolo E. P. — *Relazione per una riforma dell'ordinamento degli Assistenti Universitari.* Roma, 1946.

Magnino L. — *L'Università di Coimbra.* « Boll. di Legisl. scolastica comparata », n. 1, 1943.

Marchesi C. — *Relazione del Rettore dell'Università degli Studi di Padova sull'attività dell'anno accademico* 1942-43. Padova, 1943.

Montalenti G. — *Il « British Council ».* « Ric. Scient. e Ricostr. », A. 17, n. 4, Apr. 1947.

Munger W. L. — *Academic Freedom under Peron*: the Summer 1947 issue of the « Antioch Review », Yellow Springs-Ohio.

NEGRI G. — *Quattro anni di vita accademica.* « Discorso alla seduta inaug. del Consiglio Stud. Interf. », A. 1947-48, Roma, «Studium Urbis», 1948.

PANUNZIO S. — *Le Facoltà Politiche e Giuridiche e il loro rinnovamento.* « Nuova Antologia » Ott. 1942, Roma, 1942.

PIETRA G. — *L'Istituto di Statistica della R. Università di Padova.* « Statistica », n. 3, A. III Lug.-Set. 1943, Ferrara.

ROSSI-PASSAVANTI E. — *La scuola e la funzione di Stato.* « Riv. It. di Sc. Econ. », A. X, fasc. XII, Dic. Bologna, 1938.

VOLPICELLI L. — *Apologia della scuola media.* Quad. di cult. pol. S. XI, n. 5, I. N. C. F. Roma, 1941.

WILSON H. E. — *Education and U.N.E.S.C.O.* Univ. of London Inst. of Educ. Studies and Reports, N. XIV, London- New York-Toronto, 1946.

BRASILE - INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATISTICA. — *O Instituto Brasileiro de Geografia e Estatistica e a Educaçao* (Elucidario apresentatado à Primiera Conferencia Nacional de Educacao), vol. I e vol. II, Rio de Janeiro.

CANADA. — *The University of Saskatchewan.* « The Public Monthly », vol. XII, n. 3, Regina, 1923.

ENTE PER GLI SCAMBI TECNICO-CULTURALI CON LA GERMANIA. — *L'attività dell'Ente Italiano per gli scambi tecnico-culturali con la Germania.* Roma, 1942.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATISTICA. — *Educaçao Popular.* Rio de Janeiro, 1948.

ID. *Problemas Educacionais Brasileiros.* Rio de Janeiro, 1947.

INSTITUTO NACIONAL DE ENSENANZA MEDIA « RAMIRO DE MAEZTN ». Madrid.

(The) INTER AMERICAN STATISTICAL INSTITUTE. — *Its Origin Organization and Objectives.* Washington, 1941.

ISTITUTO ITALIANO DI IDROBIOLOGIA. « DOTT. MARCO DE MARCHI ». — *Statuto, Sedi e attrezzamento.* (Estr. dalle « Memorie dell'Istit. It. di Idrobiologia dott. Marco de Marchi », vol. I : « Atti del Convegno di Idrobiologia e Limnologia di Milano », Aprile, 1942), Milano, 1942.

MINISTERO DELL'ECONOMIA NAZIONALE. — *La mutualità scolastica in Italia nell'anno* 1920-21. « Boll. del Lavoro », vol. 4, n. 5-6, Roma, 1924.

PROBLEMI AMMINISTRATIVI DELLE UNIVERSITÁ. — « L'Univ. Italiana », Roma, 1947.

ROMANIA. — « *Analele* » *Academiei de inalte studi comerciale si industriale* « *Regele Mihai I* » *din Cluj-Brasov* 1939/40 (Résumés en francais) Brasov, 1941.

SVIZZERA - BUREAU FEDERAL DE STATISTIQUE. — *Turnprüfung bei der Rekrutierung.* (Examen de gymnastique lors du recrutement, 1943). Beiträge zur Schweizerischen Statistik, Heft 14, (Contributions à la Statistique Suisse, 14me fascicule) Bern, 1945.

UNIVERSITÁ CATTOLICA DEL S. CUORE. — *Proposte sul riordinamento della Università Italiana.* Milano, 1942.

R. UNIVERSITÁ DEGLI STUDI « BENITO MUSSOLINI » BARI. — *Sull'ordinamento degli studi universitari.* Bari, 1942.

R. UNIVERSITÁ DEGLI STUDI DI PADOVA. — *Pareri sulla riforma universitaria* ». Padova, 1932.

VITA UNIVERSITARIA. — *Il riordinamento delle Facoltà.* Roma, 1942.

LAVORI PUBBLICI.

Bruzzo C. — *Capitolato, contratti e ordinamento dei lavori per la costruzione delle mura di Genova nel 1630-1632.* P. I/65. « Miscellanea Storica », vol. LXIV degli « Atti della Soc. Ligure di Storia Patria », Genova, 1935.

De Meo P. — *Dell'ordine di precedenza nel programma dei lavori pubblici.* « Puglia Agricola », A. II n. 6, 20 Giu. 1946.

LAVORO

Adams R. L. — *Agricultural Labor requirements and supply Kern county.* Berkeley (California), June 1940.

Id. — *Seasonal Labor requirements for California crops.* « Bull. 623,» July 1938, Univ. of California. Berkeley-California.

Anshen M. — *An Introduction to Business.* New York, 1942.

Banissoni F., Boldrini M., Bottazzi F. Gemelli A., Margaria R., Palma L., Pizzuti G., Ponzo M. Quagliarello G., Vito F. — *Il fattore umano del lavoro - Aspetti biologici, fisiologici e psicologici del lavoro.* Milano, 1940.

Bessero Belti R. — *La « Logica del lavoro » nella ricostruzione storica e nella valutazione fisiologica.* « Riv. Rosminiana », Fasc.I e II, 1943.

Bonneville J. H. e Dewey L. E. — *Organizing and Financing Business.* New York, 1946.

Bonomi I. — *Alba e tramonto del sindacalismo e corporativismo fascista.* Roma, 1943.

Borne E., Henry F. — *El trabajo y el hombre.* Buenos Aires, 1944.

Brizi A. — *Aspetti e redditi del lavoro agricolo.* Firenze, 1942.

Dal Pane L. — *Storia del lavoro in Italia.* Vol. IV, (*Dagli inizi del sec. XVIII al 1815*), Milano, 1944.

De La Quintana P. e Dantin Gallego J. — *Curso de higiene del trabajo.* T. I., Madrid, 1944.

Durand J. D. — *The labor force in the United States,* 1890-1960. New York, 1948.

Fairchild R. F. — *Profits and the ability to pay wages* (*Popular Essays on Current Problems*). Vol. I, Aug. 1946, n. 1, The fundation for Econ. Educ. - Inc. - Irvington-on-Hudson. New York.

Fanfani A. — *Storia del lavoro in Italia dalla fine del sec. XV agli inizi del XVIII.* Milano, 1943.

Folks Zimand G. — *Child labor factor.* National Child Labor Committee New York.

Fresia N. — *I salari ad incentivo nelle imprese industriali.* Milano, 1947.

Fuá G. — *Il lavoro come valore e certe critiche a Ricardo e a Marx.* « Società Nuova », n. 5, Magg. 1946.

Gemelli Fr. Agostino - O. F. M. — *L'operaio nella industria moderna.* Milano, 1946.

Giacchero G. — *Storia del movimento sindacale europeo.* Firenze, 1940

Heyde L. — *Le condizioni del lavoratore in Germania,* ossia : *La politica sociale del III Reich.* Roma, 1941.

HUMPHREY DON D. — *Family Unemployment - An Analysis of Unemployment in Term of Family Units.* Washington, 1940.

JACKSON G. — *Wages and wage rates. What can Canada pay ?* Thoughts in a Time of Transition. Toronto, 1948.

HABALKIN A. S. — *Il metodo di Stakanov e la produttività nelle fabbriche di Bughilino,* Kiev, 1940.

KALECKI M. — *Three Ways to Full Employment* « The Economics of Full Employment ».

KNO-HENG SHIH. — *China Enters the Machine Age - A Study of labor in Chinese war industry* (with a Suppl. Chapter by Ju-Ka'ang t'ien) Cambridge-Mass., 1944.

KURIHARA K. K. — *Labor in the Philippine Economy.* London, S. a.

MAROI L. — *Ambiente di lavoro, malattie da lavoro ed infortuni.* « Atti della V. Riun. di Napoli della Soc. Ital. di Dem. e Stat. », Città di Castello, 1940.

PALUMBO P. F. — *L'organizzazione del lavoro nel mondo antico.* Firenze, 1942.

PANUNZIO S. — *Il fascismo e il lavoro.* P. 4, « Augustea » A. XVII, n. 19-20, Roma, 1942.

ID. — *Il Sindacalismo nazionale* in « Che cos'è il Fascismo ? » Milano, 1924.

PERALI P. — *Dal lavoro al mito - Dal mito che è poesia-fantasia, al lavoro, che è poesia-realtà.* « Rassegna d'Oltremare », n. 12, 1941.

ID. — *La logica del lavoro nell'antichità* Genova, 1933.

ID. — *Roma ed il lavoro. (Valori spirituali della Roma pre-cristiana).* Roma, 1943.

ID. — *Vestigia dell'antico artigianato nelle regioni dell'Egeo e dell'Italia.* Roma, 1934.

PETERSON F. — *Union Wages, Hours and Working Conditions in the Building Trades.* June 1, 1939. Industrial Relations Div. Bill. n. 674, Washington, 1940.

ID. — *Union Wages, Hours and Working Condition in the Printing Trades.* June, 1, 1939, « Bull. 675 », Washington, 1940.

ID. — *Wages, Hours and Working Condition in Union Bakeries.* June 1, 1939, « Bull. », n. 673, Washington, 1940.

PIERACCINI G. — *Storia naturale del lavoro.* Firenze, 1944.

ROETHLISBERGER F. J., DICKSON W. J., WRIHGT H. A. — *Management and the Worker.* Cambridge-Mass., 1943.

ROSSI RAGAZZI B. — *Le controversie individuali del lavoro.* Roma Univ,. Fac. di Sc. Pol., 1942.

ID. — *La durata del rapporto di lavoro.* Roma, 1942.

HUPP R. — *La condizione del lavoratore in Gran Bretagna.* Roma, 1941.

SAAVEDRA A. M. — *Una Leccion de Trabajo Social.* Mexico, 1945.

SCHAPERA I. — *Migrant Labour and Tribal Life - A study of Condition in the Bechualand Protectorate.* London, 1947.

SCHUELLER E. — *Le salaire proportionnel - Part du travail - Prime au rendement - Juste salaire,* Paris.

STAGNITTA G. — *Politica del lavoro e disciplina del collocamento.* « Riv. Ital. di Sc. Econ. », A. XIII, fasc. 4, Apr. 1941, Bologna, 1941.

STIGLER G. J. — *Domestic Servants in the United States* 1900-1940. New York, 1946.

TORRI A. P. — *Le corporazioni romane.* Roma, 1941.

TRUJILLO G. L. F. — *XXVII Conferencia Internacional del trabajo.* (Paris, Oct.-Nov. 1945). Informe del delegado gubernamental y Jefe de la Delegacion de Mexico L. F. Trujillo G., Mexico, 1945.

WOYTINSKY W. — *Three Aspects of Labor Dynamics.* Washington, 1942.

ZISCHKA A. — *Trionfo del Lavoro.* Roma, 1942.

BUREAU INTERN. DU TRAVAIL. — *Le salaire minimum - Etude internationale.* Genève, 1940.

CONFED. GEN. INDUSTRIA ITAL. — *I consigli di gestione - Esperienze e documenti sulla partecipazione dei lavori alla vita delle aziende nello ultimo trentennio.* Vol. I, P. I. — *L'atteggiamento della Confederaz. Generale dell'Industria Italiana.* Vol. I, P. II. — *Il movim. allo estero per la partecipaz. dei lavoratori alla vita aziendale.* Vol. II, P. III. — *Il movimento per il controllo operaio e per i consigli di gestione in Italia.* Roma, 1947.

D. A. F. — *Jahrbuch 1939.* P. I, Arbeitswissenschaftliches Institut der Deutschen Arbeitsfront.

IST. NAZ. DI CULTURA FASC. — *Oro e lavoro nella nuova economia.* « Civiltà Fascista », Suppl. n. 10, Ott. 1941, Roma.

U. S. I. L. A. — *Codice del Lavoro,* 1925.

ID. — Id., Ed. Roma, Nov. 1926.

ID. — *Supplemento al Codice del Lavoro,* II Ed., Ott. 1927.

ID. — *Codice del Lavoro.* III Ed., Roma, 1930.

ID. — *I Suppl. alla II Ed. del Codice d. Lav.,* Roma, Feb. 1932.

ID. — *I Suppl. alla III Ed. del Codice del Lav.* Roma, Ag. 1934.

ID. — *La Rassegna dell'U. S. I. L. A.* (Anni : II 1920 ; III 1930 ; IV 1931 V 1932 ; VI fasc. I Gen.-Feb. 1923.

ID. — *La Rassegna dell'U. S. I. L. A.* (Anni : 1935 ; 1936 ; 1937 ; 1938 ; 1939 ; 1940 ; 1941 ; 1942. Indice delle Annate 1938-1939. Roma.

LAVORO : DISOCCUPAZIONE

BURCHARDT F. A. — *The Causes of Unemployment.* « The Economic of Full Employment ».

SYLOS LABINI P. — *Disoccupazione ed opere pubbliche.* « Atti della Commiss. per lo studio dei probl. del lav. », vol. III, « Mem. su argomenti economici », Roma, Min. p. la Costituente.

LAVORO : INFORTUNI

ALBERTI S. — *La frequenza degli infortuni oculari e considerazioni sui mezzi della loro prevenzione,* « Atti della IV e V Riunione scientifica », della Soc. It. di Statistica, 1942,

VERDUGO J. S. — *Ponderacion de los accidentes del trabajo por industrias-clase de lesiones y mecanismos de produccion con estimacion de la peligrosidad, frequencia horaria y valoracion economica.* (Congreso de Medicina, higiene y seguridad del trabajo, celebr. en Valencia en Mayo de 1947. Inst. Nacion. de Estad., Madrid, 1947.

LEGISLAZIONE SOCIALE

Social Denmark. — *A Survey of the Danish Social Legislation.* Copenhagen, 1947.

LETTERATURA

De Foxa A., Galante I. — *Hymnus in Romam.* Madrid, 1945.

Del Vecchio G. — *Haec est Italia ed altri sonetti.* (N. ed. con note). Modena, 1941.

Gabrielli F. — *Narratori egiziani.* Como, 1941.

Gorjan Z. — *Kroatische Dichtung. Eine Auswall modern Lyrik in deutscher Uebertragung,* Zagreb, 1933.

Hersch J. — *Temps alternes-Roman.* Fribourg, 1942.

Rojas Gonzales F. — *Lola Casanova, Novela.* Mexico, 1947.

Tacito C. — *Dialogo degli oratori - Vita di Agricola,* Torino, 1944.

LINGUISTICA

Bonarelli G. — *Glottologia sistematica.* « Ultima Miscellanea »I, 1 ; Anno 1944, Gubbio 1943.

Castro G. F. — *El enigma del vascuence ante las lenguas indoeuropeas.* Madrid, 1944.

Clifton, Ebeling, Vital. — *Manuel de la conversation et du style epistolaire : Français, Anglais, Allemand, Italien.* Paris.

Dublini E. — *Il linguaggio - Suo valore e concetto attuale - Varie fasi di sviluppo della parola nel bimbo.* « La voce delle maestre d'asilo », A. XXXV, n. 18, 2 Feb. 1939.

Mele G. — *Gergo di guerra.* Roma, Soc. Ed. del Libro Ital. 1941.

Moorhouse A. C. — *Writing and the Alphabet.* London, 1946.

Nissen C. A., Mohr F. A. e Petersen V. — *Taschenwörterbuch der danischnorwegischen und deutschen Sprache.* Leipzig.

Sayer E. S. — *Pidgin English - A text book, history and vocabulary of Pidgin english, for writers, travellers, students of the english language and philologists - Also anglo-indian vocab.,* 1944.

MALATTIE SOCIALI

Censi G. — *Risultati di un'indagine clinica e sociale svolta sui tubercolotici assistiti dall'I. N. F. P. S. di Pavia nel decennio* 1929-1938. « Difesa Sociale », n. 11-12, 1942.

Clark K., D'Arcy H. P., Kerley P., Thompson B. C. — *Mass miniature Radiography of civilians for the Detection of Pulmonary Tuberculosis.* London, 1945, Medical Res. Council.

Clemente M. — *Indice di morbosità tubercolare nell'armata.* « Archivio Ital. di Sc. med. coloniali e di Parassitol. » vol. XXI, IV N. S., Roma, 1940.

Coppini M. A. — *Un procedimento per desumere la frequenza di morbilità per tubercolosi dalle osservazioni sui nuovi ammessi alle cure.* « Riv. Ital. di Dem. e Stat. », vol. II, n. 1-2, 1948.

D'Argenio A. e Gualdi A. — *Sulla sorte dei tubercolotici dimessi dai sanatori.* « Difesa Sociale », n. 9-10, 1941.

Dahlberg G. — *Venereal Diseases in Sweden* 1913 *to* 1937. « The Amer. Journ. of Hygiene », vol. 33, n. 2 Sec. A., March 1941.

Dublin L. I. — *Function of the Health Officer in the Control of Tuberculosis among Veterans.* « Amer. Journ. of Public Health», vol. 33 n. 12, Dec. 1943, Amer. Public Health Assoc. New York.

Id. — *The Problem of the Tuberculous Veteran.* « The Amer. Review of Tuberculosis », vol. L, n. 5, Nov. 1944.

Id. e Ratcliff J. D. — *Let's wipe out tuberculosis* (Collier's for Dec. 29, 1945, Metropol. Life Ins. Comp., U. S. A.

Fambri E. — *Il costo delle malattie sociali.* « Difesa sociale », 1940.

Gaeta A. P. — *Contributo clinico-casistico allo studio della tubercolosi nel personale di assistenza dei tubercolotici, con riferimento alla prevenzione, alla diagnosi, alla cura precoce.* « Le Assic. Soc. », Roma, 1943.

Greenwood M. — *Epidemiological reflections on the air war.* « British Medical Journ. » Nov. 16th 1940, vol. II, p. 677.

L'Eltore G. — *La mortalità per tubercolosi durante la guerra in alcune città italiane.* « Lotta contro la tubercolosi », A. XVI, n. 1, Mag.Giu. 1946, Roma.

Id. — *La tubercolosi in Italia.* Roma, 1947.

Id. Caranti E. — *Contributo alla conoscenza della mortalità tubercolare nei primi anni di vita in Italia.* « Lotta contro la tubercolosi », A. XVI, n. 4 Lug.-Ag. 1946, Roma.

Id. Caranti E. *La mortalità per la tubercolosi a Roma durante e dopo la guerra.* Id., id., n. 5, Sett.-Ott. 1946, Roma.

Id., Caranti E. — *La tubercolosi nel mondo prima e nel corso dell'ultima guerra.* « Annali dell'Ist. C. Forlanini », vol. X, fasc. I, Roma.

Id., Negri M. — *Mortalità tubercolare a Roma durante la guerra nei sessi, età e professioni.* Id., id., vol. IX, fasc. IV, Roma, 1947.

Id., Tellini M. — *Precisazioni sul tema: tubercolosi e gravidanza.* Id., id., n. 2, Marzo-Apr. 1946, Roma.

Lepore M. — *Come l'Italia potrà essere immune dal pericolo venereo.* « Pensiero Medico », A. XIV, n. 15, 31 Mag. 1925.

Id. — *Indirizzi concreti della lotta contro la tubercolosi.* « Medicina Nuova », A. XXIX, n. 9-10.

Markovic V. — *La diffusione della sifilide in Zagabria negli anni 1925-1929* (in croato). « Lijecncki vjesnik », n. 2, 1931 e in « Naucni Radovi », 1-19.

Mikic F. — *L'alcoolismo fra i giovani delle scuole medie del Banato della Sava* (in croato). « Novi Zivot », 1937 e in « Naucni Radovi », 21-36.

Id. — *La diffusione dell'uso dell'alcool fra la nostra gioventù delle scuole medie* (in croato). In « Naucni Radovi », 1-19.

Id. — *Movimento stagionale di alcune malattie infettive acute in Jugoslavia negli anni* 1920-30 (in sloveno). In « Naucni Radovi », 1-19.

I. N. P. S. — *L'Istituto Nazionale di Previdenza Sociale nella lotta contro la tubercolosi.* Roma, 1947.

REPORT *of the Committee on Tuberculosis in War-time.* « Medical Res. Council » Privy Council, London, 1942.

THE RESEARCH COUNCIL ON PROBLEMS OF ALCOHOL. — *The Scientific approach to the problem of chronic alcoholism - An outline,* New York.

MATEMATICA

ALLEN R. G. D. — *Analisi matematica per economisti.* Milano, Varese, 1937.

AMATO V. — *Regola per il calcolo dei parametri di una funzione razionale intera di grado assegnato.* « Le Matematiche », vol. unico, A. III, Catania 1948.

ARLEY N. — *On the theory of Stochastic Processes and their application to the theory of Cosmic Radiation.* Copenhagen, 1943.

ARMANINI A. — *Elementi di matematica per statistici.* Padova, 1941.

BERRETTA L. — *Su un teorema di J. Shohat.* « Boll. dell'Unione Matem. Ital. », S. II, A. I, n. 3 Mag. 1939.

ID. — *Sugli autovalori per le equazioni differenziali lineari omogenee del quarto ordine.* « Rend. del Semin. Matem. della R. Univ. di Padova », Genn.-Giug. 1937, A. VIIII, n. 1-2.

ID., MAXIA A. — *Insiemi convessi e orbiformi.* « Rend. di Mat. e d. sue applic. », S. V, vol. I, Fasc. I, Mar. 1940.

ID., ID. — *Sui vertici di una orbiforme e sulle cuspidi della sua curva media.* « Boll. dell'Unione Matem. Ital », S. II, A. II, n. 3, Marzo 1940.

ID., MERLI L. — *Sulla convergenza in media della formula di interpolazione di Hermite.* Id., id., A. I, n. 4, 1939.

BROWN F. G. — *Everyman's Mathematics.* Sydney-London, 1947.

FANTAPPIÈ L. — *La funzione filosofica della matematica nell'attuale momento scientifico.* Sao Paulo, 1934.

GEPPERT (VON) M. P. — *Mathematische Theorie der Zeit-Menge-Beziehungen bestimmter Vergiftungsvorgänge.* « Zeitschr. für Angew. Mat. und Mechanik », Bd. 23, H. 5, Okt. 1943, Berlin.

GRIFFITHS L. W. — *Introduction to the Theory of Equations.* New York-London, 1945-47.

JEKLIN H. — *Ueber mathematische Mittelwerte.* « Elemente der Mathematik », B. III 1, 1948.

ID. — *Eine geometrische Anwendung der grundlegenden algebraischen Mittelwerte.* Id., B. III, 3, 1948.

JONSSON B e TARSKI A. — University of California (Berleley). *Direct decompositions of finite algebraic systems* (Notre Dame Mathematical Lectures, N. 5), Notre Dame, Indiana, 1947.

KOLTHOFF I. M., STENGER V. A. — *Volumetric analysis - Theoretical Fundamentals,* Vol. I, New York, 1942.

KRAMER M. — *Sur les processus stationnaires ponctuels.* Uppsala.

MARTINOTTI P. — *Analisi matematica con problemi di economia e statistica.* Vol. I. *Quantità finite,* — Vol. II. *Quantità infinitesimali.* — Milano, 1945.

PICONE M. — *Lezioni di calcolo numerico.* Roma, R. Università, 1940-41.

POMPILJ G. — *Sulla regressione.* « Rend. di Mat. e d. sue applic. », 1946.

Rios S. (con la collab. de A. Rodriguez Sanjuan). — *Teoria de la integral.* Confer. expl. en la cat. « Conde de Cartagena » de la R. Academia de Ciencias de Madrid, Madrid, 1942.

Id. (con la collab. de L. Vigil). — *Conferencias sobre la representacion analitica de funciones.* Id., id., 1945.

Id. — *Matematica para economistas.* 1° curso, Madrid, 1945-46.

Id. — *La prolungacion analitica de la integral de Dirichlet Stieltjes,* Consejo Sup. de Investig. Cientificas, Madrid, 1944.

Schorling R., Clark J. R., Lankford F. G. — *Mathematics for the Consumer.* Yonkers-on-Hudson. New York, 1947.

Schrödinger E. — *The relation between metric and affinity.* « Proceed. of the Royal Irish Academy », vol. 51, Sect. A. n. 10 e 11. Dublin 1947, June.

Severini F. — *Riduzione dei principii di relatività ai loro elementi logici e psicologici.* in Vol. XXXIII, S. 5ª, 1° sem. fasc. 11°, R. Acc. Naz. dei Lincei, S. 1, 1924.

Smith E. S., Meyer S., Justice H. K. — *Calculus.* New York-Wiley, 1938.

Tintner G. — *The distribution of symmetric quadratic forms in normal and independent variables.* « Iowa State College Jour.of Sc. »,vol XIII, n. 3, Apr. 1939.

Id. — *Multiple Regression for Systems of Equations.* « Econometrica », vol. 14, n. 1, Jan. 1946, The Univ. of Chicago, Ill.

Torres (de) M. — *Teoria general del multiplicador,* Consejo sup. de investig. scientif. « Instit. de Economia - Sancho de Moncada », Madrid, 1943.

Vardegna T. — *Trigonometria piana.* Tavole sinottiche e raccolta d'esrcizi graduali, Torino, 1940.

Wald A. — *Sequential Analysis.* New York, 1947.

Wold H. — *On infinite non-negative definite hermitian matrices and corresponding linear equation systems.* « Archiv för Matematik, Astronomi och Fysik », B. 29 A. n. 19, Stockhlom, 1943.

Seminario Matematico e Fisico di Milano. — *Rend. del Semin. mat. e fis. di Milano.* Vol. XIII (1939) ; vol. XIV (1940) ; vol. XV (1941) vol. XVI (1942) ; vol. XVII (1946), Milano.

MATEMATICA ATTUARIALE

Cultrera R. — *Lezioni di matematica attuariale.* Fac. di Sc. Stat. Dem. ed Att. A. 1947-48, Univ. di Roma.

Lah I. — *Tavole accumulate.* « XIe Congrès International d'Actuaires », Paris, 1937.

Università di Pisa. — *Saggi in scienze assicurative.* IV vol., Pisa, 1942.

MATEMATICA FINANZIARIA

Santacroce G. — *Corso elementare di matematica finanziaria per gli Istituti tecnici.* P. Iª, Roma, 1948.

MEDICINA

ARMSTRONG D. B., WHEATLEY G. M. — *Studies in Rheumatic Fever With Suggestion on Its Medical and Public Health Control.* Nov. 1944, New York.

BERMAN S. V. — *Medical Comments.* Jerusalem, 1943.

BIRNBAUM D., MER G., AIONB A. — *The Attraction of Mosquitoes by Human Being.* « Parasitology » Vol. 38, n. 1-2, Jan. 1947. Great Britain.

BRAUN K., BRZEZINSKI A., BROMBERG Y. M. — *Glossitis in pregnant women with nutritional deficiency,* Jerusalem, 1943.

CARLINFANTI E., CAVALLI L. L. — *Studi quantitativi sulle emoagglutinine umane.* « Riv. dell'Ist. sieroter. ital. », Sez. I, vol. 22, n.3, Lug.-Sett. 1947, Ist. Sieroter. Milanese « S. Belfanti ».

CASTALDI L. — *Costituzioni e attitudini - Ricerche Italiane.* « Rass. Int. di Clinica e Terapia », vol. XX, n. 18, 1939.

CAVALLI L. — *Ricerche sulle relazioni fra dose di vaccino, titolo di anticorpi e resistenza specifica.* « Boll. I. S. M. », vol. XXVI Sett.-Ott. 1947, Ist. Sieroter. Milanese. « S. Belfanti ».

ID. — *Sostanze ad azione antidotica prodotte da miceti.* Id., id., Lugl.-Ag. 1947.

ID., TURRI M. — *Studio di un vaccino antitifico ottenuto per irradiazione con raggi x.* « Riv. di Radiol. », A. I, n. 5/6, Sett.-Ott. 1947.

COTTERMAN C. W. — *Agglutination Tube Racks for use with the Microscope.* « Amer. Journ. of Clinical Pathology », vol. 17, n. 9, Sept. 1947, University of Michigan (U. S. A.).

CROHN B. B. — *Understand your ulcer.* London, 1945.

ELLIS E. S. — *Ancient Anodynes Primitive Anesthesia and Allied Conditions.* London, 1946.

EULER H. VON, SKARZYSKI BOL. — *La biochimica dei tumori.* Torino, 1945.

ENDE (VAN DEN), STUART-HARRIS C. H., ecc. — *Chemotherapeutic and Other Studies of Typhus.* Medical Res. Council - Spec. Rep. Council, Spec. Rep. S. n. 255, Privy Council, London, 1946.

FLECK S., SNEDEKER E. F., ROCK J. — *The Contraceptive Safe Period. A Climate Study.* « New England Journ. of Medicine », 223, 1940. Massachusetts Med. Soc. U. S. A.

GALLO V. — *Ricerche di citometria nel tessuto mieloide dei soggetti normali* « Haematologica », vol. XXIV, Fasc. III, Pavia, 1942.

ID. — *Sul comportamento del mielogramma nei processi suppurativi.* Id., id., Fasc. VII.

GEPPERT M. P. — *Uber die Beziehung zwischen Infusionsdauer und Infusionsgeschwindigkeit der letalen Giftdosis.* « Archiv f. exper. Pathologie und Pharmakologie », Bd. 200-H. 6, 1943, Berlin.

GOVAERTS A. — *Au sujet d'un nouvel indice de la débilité chez l'enfant,* Bruxelles. Université, 1945.

GOVAERTS A. — *L'examen médical des étudiants.* « Archives Belges de médicine sociale, hygiéne, médicine du travail et médicine legale ». Mars 1947, n. 3.

ID. — *Médicine, Education physique et Sports.* Bruxelles, 1945.

Grant R. e Falls H. F. — *Anodontia : Report of a case associated with ectodermal dyplasia of the anhidrotic type.* « Amer. Journ. of Orthodontics and Oral Surgery », St. Louis, vol. 30, n. 11, Nov. 1944, U. S. A., Ann Arbor-Michigan.

Greaves R. J. N. — *The Preservation of proteins by drying – With special reference to the production of dried human serum and plasma for transfusion.* Privy Council - Médical Res. Council-Spec. Rep., S. n. 258, London, 1946.

Hergog P., Mikic F. — *L'efetusin, un nuovo espettorante* (in croato). « Lijecnicki Vjesnik », n. 2, 1933. « Naucni Radovi », 1-19 p. 8.

Hildebrandt (von) F. — *Uber die Zeit Menge Beziehungen bei der Auswertung von Strophanthin und Digitoxin an der Katze.* Id., 1942. Berlin.

Idelberger K. — *Die Zwillingspathologie des angeborenen Klumpfukes.* Stuttgart, 1939.

Jezic J., Kodruja E., Mikic F. — *Sul significato della pelle nella vaccinazione anticarbonica* (in croato). « Archiv. Ministarstva poljoprivrede », anno V, n. 12, 1938, (in « Naucni radovi », 21-36).

King J. D. — *Dental Disease in the Island of Lewis.* London, 1940.

Klare K., Koester Fr. — *Konstitutionsschule – Einführung in die Zusammenhänge zwischen Tuberkulose und Konstitution.* Leipzig, 1940.

Kliger I. J., Bachi R. — *An Analysis of the Endemicity and Epidemicity of Typhoid Fever in Palestine.* « Acta Medica Orientalia – The Palestine and Near East Medical Journ. », Aug. 1945, vol. IV, n. 8.

Klopfer B., (with clin. contrib. by D. M. Kelley). — *The Rorschach Technique.* Yonkers-on-Hudson, New York, 1942.

Klopfer B. e Davidson H. H — *The Rorschach Technique* 1946 *Supplement.* Comprising : *New Trends in Rorschach Development – Form-Level Rating – Supplementary Bibliography – Index (Revised).* Yonkers-on-Hudson, New York, 1946.

Kranz H. W., Geppert M. P. — *Experimentelle Untersuchungen über Morphium als Keimgift.* « Zeitsch. für menschliche, Vererbungs und Konstitutionslehre », B. 27, H. 3, 1943.

Lepore M. — *Influenza della gravidanza sulla sfilide e della sifilide sulla gravidanza,* « Riv. di Ostetr. e Ginecol. pratica », A. VII, n. 7,1925.

Id. — *Madre e figlio.* « L'alfiere della levatrice » Apr. 1936.

Lundström A. — *Tooth Size and Occlusion in Twins.* Basle - New York, 1948.

Mazzini G. — *La medicina di una razza scompare* (*La razza araucana*). « Progressi di Terapia », n. 3-4, Milano, 1941.

Mikic F. — *Il tifo addominale con particolare riguardo alla città di Sisak* « U. P. S. » A. II fasc. 3, in « Naucni Radovi », 1-19, Zagreb, 1936.

Montalenti G. — *Le ricerche di Spallanzani sulla respirazione.* « Boll. d. Soc. Ital. di Biol. sperim. », Fasc. 1°, vol. XV, 1940, Milano.

Nachtsheim H. — *Aufgaben und Möglichkeiten der vergleichenden und experimentellen Erbpathologie.* « Zeitschrift für ärztliche Fortbildung », n. 4, 1942.

Pende N. — *Scienza dell'ortogenesi.* Bergamo, 1939.

Pazzini A. — *La medicina primitiva* - Trattato enciclopedico di storia della medicina. Milano, Roma, 1941.

PENROSE L. S. — *Maternal Age and Parity in Placenta Praevia.* « The Journ. ob Obstetrics and Gynecology of the Brit. Empire », vol 46, n. 4, Manchester, 1939.

ID. — *Congenital syphilis in a monovular twin.* « The Lancet », Beb. 6th 1937.

ID. — *Peripheral Nerve Tumours in a case of Phenylketonura.* Id., March 11, 1932.

PICCININI P. *Rapporti culturali italo-nipponici nel settore medico.* « Riv. di Terapia moderna e Medicina pratica », A. XXXV, Apr. 1942.

ROBERT M., SCHWETZ J. — *Considérations suggérées par l'étude du milieu physique Centre-Africain - Le peuplement blanc au Congo : le point de vue médical* (Deux études sur le Congo belge) Univ. libre de Bruxelles, Inst. de Sociologie Solvay, Bruxelles, 1945.

SCHWARZ M. — *Die erbliche Taubheit u. ihre Diagnostik,* « Handbuch der Erbkrankheiten », Bd. VI, Leipzig, 1940.

SCWARTZMAN G. e altri. — *Hemorrhage.* « Ann. of the New York Acad. of Sc. » vol. XLIX Art. 4, New York, 1948.

SLATNEANU, BALTEANU, ALEKA. — *Le centre sanitaire rural de démonstration de Tomesti (district de Iasi) Roumanie. Cinq ans d'activité* 1930-1935 (in romeno con riass. in franc. e ingl.) Iasi, 1936.

THEWLIS J. — *The otructure of teeth as shown by X-ray examination.* Medical Res. Council-Privy Council, London, 1940.

WATERLOW J. C. — *Fatty Liver Disease in Infants in the British West Indies.* Privy Council, Medical Res. Council - Spec. Rep. S., n. 263, London, 1948.

ZAKIN D. — *Contraception masking sterility and infertility.* « The Journ. of the Amer. Medical Assoc. », vol. 132, n. 17, 28 Dic. 1946.

ZIEZOLD B. — *Zur seuchenvorhersage.* Zeitsch. für hygiene und Infektionskrankheiten », B. 124, H. 1., Berlin, 1943.

ID. — *Weitere Ergebnisse der Enalyse von Seucherikurven.*

ZISKIN D. E. e HOTELLING H. — *Effects of pregnancy, mouth acidity, and age, on dental caries.* « Journal of Dental Res. » vol. 16, n. 6 Dec. 1937.

AMER. (The) ASSOC. FOR THE ADVANC. OF SCIENCE. — *The Chemistry and Physiology of Hormones,* Washington, 1944.

COMMITTEE OF PRIVY COUNCIL FOR MEDICAL RESEARCH. — *Medical Research in War-.* Rep. of the Medical Res. Council for the Years 1939 1945, London, 1948.

DEP. NACIONAL DO CAFE. — *Medicina y café,* Rio di Janeiro, 1944.

MEDICAL RES. COUNCIL. — « *Breathing Machines* » *and their use in treatment.* Rep. of the Respirators (Polyomielitis) Committee, London, 1939.

ID. — (Special Report Series n. 256), *The Cultivation of Viruses and Rickestsial in the Chiek Embryo,* by W.I.B. BEVERIDGE and F.M. BURNET London, 1946.

ID. — *Medical uses of radium. Summary of report from Research Centres for* 1937. London, 1938.

ID. (Special Report Series n. 259). — *The Murine Type of Tubercle Bacillus (The Vole Acid-Fast-Bacillus) by* A. Q. WELLS, and A. H. T. ROBB SMITH. London, His Majesty's Stationery, Office, 1946.

Id. — *Studies of Burn and Scalds* (Report of the Burns Unit, Royal Infirmary, Glasgow, 1942-43) by L. Colebrook; T. Gibson, J. P. Todd; A. M. Clark; A. Brown; A. B. Anderson; London, 1944.

Id. — *Haemoglobin levels in Great Britain in* 1943 (*With observations upon zerum protein levels*). The Committee Haemoglobin Surveys, London, 1945.

MEDICINA: FISIOLOGIA

Bernstein F. e Bernstein M. — *Law of physiologic aging as derived from long range data on refraction of the human eye.* « Archives of Ophthalmology », New York.

Kraut H., Bramsel H. — *Der Kohlehydrat-und der Fettverbrauch des deutschen Volkes im Jahre* 1927-28, *berechnet auf Grund der Erhebungen von Wirtschaftsrechnungen in* 2000 *Haushaltungen.* « Arbeitsphysiologie » Bd. 12 H. 3, Berlin, 1942.

Id., Id. — *Der Calorienbedarf der Berufe, ermittelt aus den Erhebungen von Wirtschaftsrechnunge im Deutschen Reich von Jahre* 1927/28. Id.

Id. Id. — *Der Eiweissverbrauch des deutschen Volkes im Jahre* 1927-28, *berechnet auf Grund der Erhebungen von Wirtschaftsrechnungen in* 2000 *Haushaltungen.* Id., id..

Lehmann G. — *Der Einfluss von Nahrungs- und Genussmitteln auf die Leistung.* « Die Naturwissenschaften » Jahrg. 29, H. 36-37, Berlin, 1941.

Id. — *Ernaehrung und Leistungsfaehigkeit.* «Zeitchrift für Volksernaehrung Jahrg. 14, H. 2, Berlin, 1939.

Id. — *Menschliche Leistung und Leistungsfaehigkeit.* « Forschungen und Fortschritte », Jahrg. 18, n. 7-8, Berlin, 1942.

Paulov I. — *I riflessi condizionati* (Trad. di M. Silvestri Lapenna). 2ª Ed., Torino, 1943.

MEDICINA PSICHIATRICA

Bleuler M. — *Krankheitsverlauf, Persönlichkeit und Verwandtschaft Schizophrener und ihre gegenseitigen Beziehungen.* « Sammlung psychiatrischer und neurologischer Einzel Darstellungen », Bd. XVI, Leipzig, 1941.

Duncan A. G., Penrose L. S., Turnbull R. C. — *A Survey of the Patients in a large mental hospital.* « Journ. of Neurology and Psychopathology », 1936, XVI-LXII, 225.

Mousheng Hsitien Lin. — *Antistatiom essay in its psychiatric and cultural analysis.* « Journ. of the Biology and the Pathology and Interpersonal Relations », vol. I, n. 3-4, Aug. and Nov. 1938, vol. II, n. 1, Feb. 1939, Washington.

Pollock H. M., Malzberg B., Fuller R. G. — *Hereditary and Environmental Factors in the Causation of Manic-Depressive Psychoses and Dementia praecox.* Utica, New York, 1939.

Penrose L. S. — *Psychotic profiles and sex profiles shown by a test battery.* « Amer. Journ. of Psychiatry », vol. 101, n. 6, May 1945.

Id. — *Mental Disease and Natural Selection.* « Amer. Journ. of Mental Deficiency », vol. XLVI, n. 4, Apr., 1942.

Id. — *Mental illness in husband and wife; a contribution to the study of assortative mating in man.* « Psychiatric Quarterly Suppl. » vol. 18, July 1944, Utica-New York.

ID. — *A search for linkage between the A, B, O agglutinogens and phenylk etonuria.* « Amer. Journ. of Mental Deficiency », vol. L, n. 1, July 1945.

VARI AUTORI. — *Psychopathische Persönlichkeiten.* « Handb. der Erbkrankheiten, B. 4, Leipzig, 1942.

MEDICINA VETERINARIA

ZAVRNIK F. I. ,MIKIC F. — *Il numero dei leucociti nei suini domestici* (in croato). « Veterinarskog Archiva », vol. 7, n. 2. 1937 e « Naucni Radovi », 1-19.

METAPSICHICA

BOZZANO E. — *Dei fenomeni di telestesia.* Verona, 1942.

ID. — *Popoli primitivi e manifestazioni supernormali.* Verona, 1941,

SOC. ITAL. DI METAPSICHICA. — *Problemi di metapsichica.* Roma, 1942.

ID. — *La stampa ed il volume : « Studi e ricerche di metapsichica.* Roma, 1942.

ID. — *Studi e ricerche di metapsichica.* Roma, 1942.

METEOROLOGIA

EREDIA F. — *Lezioni di meteorologia e di aerologia.* Scuola di Ing. Aeron. Roma, Università, 1941.

ID. — *Sul calcolo delle precipitazioni acquee normali nella loro ripartizione annuale.* Roma, 1922.

ID. — *Sull'andamento diurno delle precipitazioni in Roma.* Roma, 1924.

RASTRELLI A. — *Andamento medio quinquennale delle precipitazioni a Pisa.* Ist. di Idraul. e Costruz. Rurali di Pisa.

ID. — *Sul coefficiente di persistenza delle piogge a Pisa.* Id., id.,

ID. — *Sulla persistenza dei periodi non piovosi a Pisa.* Id., id.

ID. — *Un secolo di precipitazioni a Firenze.* Pisa, Ist. di Idraul. Agraria di Pisa, 1939.

ID. — *Sulle precipitazioni diurne e notturne a Pisa.* Pisa, R. Istituto Superiore Agrario di Pisa, 1935.

ID. — *Sull'evaporazione a Pisa.* Ist. di Idraul. Agraria di Pisa, 1939.

UN. INT. DE GÉODÉSIE ET DE GÉOPHYSIQUE. — *Procés Verbaux des séances de la section de Météorologie - I. Assemblée générale.* Rome, 1922.

MITOLOGIA

JUNG C. G., KERÉNYI K. — *Prolegomeni allo studio scientifico della mitologia.* Torino, 1948.

PALEONTOLOGIA

COLBERT E. H. e BEQUAERT J. — *Supplementary Reports upon the Pleistocene Vertebrates and Mollusks of the Region.* « Transactions of the Amer. Phil. Soc. », vol. XXXII, P. III, Philadelphia 1943.

De Terra H. e Movius H. L. Jr. — *Research on Early Man in Burma with Supplementary Reports upon the Pleistocene Vertebrates and Mollusks of the Region*, Id., id.

Othenio A. — *Animali del passato.* Verona, 1942.

Suleyman Senyurek Muzaffer. — *Fossil Man in Tangier.* « Papers of the Peabody Museum of Amer. Archeology and Ethnology », Harvard Univ. vol. XVI, n. 3. Cambridge - U. S. A., 1940.

PEDAGOGIA

Allendy R. — *L'enfance méconnue, Solution pédagogiques.* Genève, 1941.

Gesell A., Henry M. Hafverson, Thompson H., Ilg F. L., Castner B. M., Bates Ames L., Amatruda C. — *The First Five years of Life. A Guide to the Study of the Preschool Child.* From the Yale Clinic of Child Development, New York-London, 1940.

Leybourne, White G. — *Education and the Birth-Rate.* in : « Rebuilding Family Life in the Post-War World ».

Minio-Palnello L. — *Education in Fascist Italy.* London-New York-Toronto, 1946.

Munshi M. C. — *University Education and Business Management.* Bombay, 1948.

Murdoch J. H. — *Education in transition* (*A Short Study of Educational Trends in New Zealand*). New Zealand Looks Ahead-Reconstruction Series, 7.

Rovigati M. T. F. — *Attività professionale e comportamento di ex-alunni delle classi differenziali istituite dalla Scuola Magistrale Ortofrenica di Roma.* « L'assistenza dei minorenni anormali », vol. IV-V, Roma, 1935.

Salvemini T. — *La formazione didattica dell'insegnante.* « Studium », 1944.

Id. — *L'indirizzo scientifico nella scuola media.* « Quad. d. Insegnanti », n. 2.

POLITICA

Aall H. H. — *The present political situation.* Oslo, 1939,

Agard W. R. — *What Democracy Meant to the Greeks.* Chapell Hill (North Carolina) 1942.

Aleman M. — *Discursos pronunciados por el C. Presidente* (*M. Aleman*) *en su visita a los Estados Unidos de Norteamerica.* Mexico, 1947.

Ares R. — *Nos positions françaises au Manitoba.* Manitoba, 1941.

Baruch B. M. e Hancock J. M. J. — *Un programa para la transicion entre la guerra y la paz en Estados Unidos.* Buenos Aires, 1945.

Berdiaev N. — *Le fonti e lo spirito del comunismo russo.* Milano, 1945.

Berger Ed. E. — *La grande politica di Del Cassé.* Milano, Ist. per gli Studi di Polit. Internaz., 1940.

Bernstein S. e « Science and Society ». — *A Centenary of Marxism.* New York, 1948.

Berra L. — *La Russia di Stalin.* Milano, 1942.

Bianchi D'Espinosa R. — *Norme di comportamento - Presupposti di sana democrazia.* Roma, 1946.

Bonaparte M. — *Myths of War* London, 1947.

Bondioli P. — *Storia del Comunismo.* Milano, 1945.

Bonomi E. — *Il problema della grande Asia.* Roma, 1942.

Bonsquet G. H. — *La politique musulmane et coloniale des Pays-Bas.* Paris-Hartmann, 1938.

Bratianu G. — *L'Italia e la Romania nella realizzazione della loro unità nazionale* (Confer.), Bucarest, 22 Mag. 1940.

Brinton C. — *Anatomia de la Revolucion.* Mexico, 1942.

Brucculeri A. S. J. — *La democrazia.* Roma, 1946.

Caboara L. — *Introduzione alla politica.* « Riv. Int. di Filosofia pol. e soc., S. II, Fasc. 1, Vol. I, Genova, Gen.-Mar. 1941.

Id. — *Sulle origini del principio di nazionalità.* Id., id., vol. II.

Cantalupo R. — *Continentalismo americano e continentalismo europeo.* Centro Ital. di Studi Amer. Comit. Stor. Pol., n. 19, Roma, 1940.

Carnelutti F. — *La guerre et la paix.* Roma, 1945.

Caso A. — *Las causas humanas de la guerra.* Mexico, 1943.

Conea I. — *L'unità politica dello Stato Romeno.* « Amicizia Italo-Romena », Bucarest, 1940.

Consens T. W. — *Politics and Political Organizations in America.* New York, 1942.

Coupland R. — *The Indian Problem 1833-1935.* Rep. on the Constitutional Problem in India, P. I.

Dantwala M. L. — *Gandhism Reconsidered.* Bombay, 1944.

Davies J. E. — *Missione a Mosca.* Roma, S. a.

De Cost S. — *Indian Experiences.* Caldwell-Idaho, 1943.

De Jouvenel B. — *Il potere - Storia naturale del suo sviluppo.* Milano-Roma, 1947.

De Mattei R. — *L'idea dell'unità e indipendenza d'Italia nel Cinque e nel Seicento* dagli « Scritti in onore di N. Rodolico », Firenze, 1944.

Id. — *La libertà presso i Greci e presso i moderni.* « Giorn. critico della Fil. ital. » Fasc. I e II, Gen.-Giu. 1948.

Id. — *Il problema della schiavitù nel pensiero politico greco e in quello rinascimentale ellenizzante.* « Rassegna di Studi Sociali ». n. 1-2, 1943.

De Pietri Tonelli A. — *Per una teoria matematica del puro potere politico.* « Riv. di Pol. Econ. » A. XXXI, Fasc. V, pp. 56) Roma, 1941.

De Tocqueville A. — *Démocratie en Amérique.* Paris, 1888.

Di Carlo E. — *La filosofia giuridica e politica di San Tommaso d'Aquino,* Palermo, 1945.

Dipiero M. — *Storia critica dei partiti italiani.* Roma, 1946.

Engels F. e Marx C. — *Il 1848 in Germania e in Francia.* Roma, 1946

Erdmann J. — *La diffamazione quale strumento della politica inglese.* Bari, 1940.

Faulkner H. U. — *American Political and Social History.* New York Crofts, 1943.

Ferrari dalle Spade. — *La sicurezza collettiva.* « Atti del R. Ist. Veneto di Sc. c. et A. », T. 101, P. II, Cl. di Sc. mor. e lett., Venezia, 1942.

Ferrero G. — *Potere.* (Intr. di U. Campagnolo), Milano, 1947.

Ford R. S. e Landers M. — *Local government in the Boyan county.* Bur. of Gov., Univ. of Michigan, 1940.

Frank R., Toso A. — *Il dominio inglese nell'India.* Roma, 1941.

Gallup G., Forbes R. S. — *The pulse of democracy.* New York, 1940,

Gasbarri C. — *Noi e l'Islam.* Roma.

Giusti U. — *Dai plebisciti alla costituente.* Roma, 1945.

Giusti W. — *Il trentennio sovietico* (1917-1947). Roma, 1947.

Gonnard R. — *La conquête portugaise - Découvreurs et Economistes.* Paris, 1947.

Govi M. — *L'esigenza di unioni plurinazionali e i massimi problemi politici odierni.* Fasc. I-II, Genova, 1941.

Id. — *La violenza politica e il progresso della civiltà.* « Arch. d. Cultura Ital. A. IV fasc. II-III, Todi, 1942.

Gral F. — *L'Inghilterra annette.* Roma, 1941.

Griziotti B. — *Giuseppe Garibaldi ritorna.* R. Ist. Lomb. di Sc. e Lett. « Rend. » Lettere, vol. LXXIV, Fasc. II, Milano, 1940-41

Gusti D. — *Vers une conception réaliste et scientifique de la paix.* « Rep. Française » Sept. 1946, vol. III, n. 9.

Haines C. Grove, Hoffman Ross J. S. — *The Origin and Background of the Second World War.* London-New York - Toronto, 1943.

Hallowell J. H. — *The decline of liberalism as an ideology* (With part. reference to german politico-legal thought). London, 1946.

Hasan R. — *La questione delle relazioni Indu-Musulmane secondo i Musulmani Indiani.* « Oriente Moderno », n. 5, Mag. 1940, Roma, Ist. per l'Oriente, 1940.

Hinden R. — *Plan for Africa. - A Report prepared for the Colonial Bureau of the Fabian Society.* London, 1941.

Hughues E. R. — *La Cina e il mondo occidentale.* Torino, 1942.

Humboldt (di) G. — *Saggio sui limiti d'attività dello Stato.* Milano, 1947.

Jentsch G. — *La fine dell'equilibrio europeo,* « Quaderni di Pol. ed Ec. contemp. », 1941

Id. — *Il Gabinetto Chamberlain e lo scoppio della guerra,* 1939.

Id. — *Spazio vitale.* Roma, 1941.

Johnstone A. e W. — *What are we doing with Japan?* Amer. Counc., Inst. of Pacific Relation - Pamphlets, n. 19, New York-San Francisco-Honolulu, 1946.

Kohn H. — *Force or Reason.* Issues of the XX Century - Cambridge Mass., 1942.

Id. — *The idea of Nationalism - A study in Its Origins and Background,* New York, 1946.

Lacinius. — *Fine della Costituente.* Roma, 1947.

Laurie A. P. — *La politica della Gran Bretagna dopo Monaco.*

Lengyel E. — *Dakar avant-poste de deux hémisphères.* New York, 1943.

MICHAEL F. — *The origin of Manchu rule in Chine - Frontier and Bureaucracy as Interacting Forces in the Chinese Empire*. Baltimore, 1942.

MOHAN DATTA JATINDRA. — *On the use of the vote*. Bangalore, 1936.

MORANDI C. — *I partiti politici nella storia d'Italia*. 2ª ed., Firenze, 1948.

NEUMANN S. — *Permanent Revolution - The Total State in a World at War*. New York-London, 1942.

NEVINSON H. W. — *Peace and war in the Balance*, Conway Mem. Lect. South Place Inst., March 17, 1911, London.

ORANO P. — *Scienze politiche e politica*. « Atti della R. Univ. di Perugia » A. 1940-41, Padova, 1942.

PANUNZIO S. — *La lega delle nazioni*. Ferrara, 1920.

PENNATI E. — *Fondamenti di una filosofia della politica*. Milano, 1945.

PERASSI T. — *Quale repubblica? Costituzione e referendum*. « Voce repubblicana », Roma, 1º Giu. 1946. A. XXVI, n. 127.

POR O. — *Il divenire panamericano*. Roma, 1941.

PUCCIO G. — *Lotta fra due mondi*. Roma, 1942.

REVAY S. — *Il confine Ungaro-Slovacco*. (Arbitrato del Belvedere 2 Nov. 1938) Budapest, 1942.

ROPKE W. — *L'ordine internazionale*. Milano-Roma, 1946.

SANDFORD C. — *Ethiopia under Hailé Selassié*. London, 1946.

SCHMIDT P. — *Rivoluzione nel Mediterraneo - La lotta per lo spazio vitale dell'Italia*. Milano, 1942.

SCHUYLER G. S. — *The Caucasian Problem*, « What the Negro Wants » Chapell Hill, 1944.

SEEMAN B. e SALISBURY L. — *Cross-Currents in the Philippines*. New York, 1946.

SOULE G., EFRON D., NESS T. — *Latin America - In the Future World*. New York, 1945.

STANTON F. G. — *Dictatorship in the Modern World*. London, 1939.

STEEG J. — *Certezza di vittoria*. Roma, 1941.

SUN-FO. — *La Chine de demain*. Paris, 1946.

TABASSI G. — *Il tuo vade-mecum per la ricostruzione e la vittoria*.

TEIXEIRA L. — *Profil de Salazar*. Lisbonne, 1940.

TENTI B. — *L'Italia d'oggi*. Suppl. n. 12 a la « Tecnica professionale », 1937.

THOMPSON L. — *Fijan frontier*. Amer. Council Inst. of Pacific Relations, New York, 1940.

TIMASHEFF N. S. — *Three Worlds - Liberal, Communist and Fascist Society*. Milwaukee, 1946.

TOSO A. — *L'iniquo trattato di Versaglia*. Roma, 1941.

ID., FRANK R. — *Il dominio inglese nell'India*.

VELLANI DIONISI F. — *Il secondo arbitrato di Vienna*. Milano, 1942.

VOLZ W. — *La structure nationale de la Haute-Silésie*. Breslau, 1921.

WEBER G. — *L'Italia e il vicino Oriente*.

WEBSTER D. E. — *The Turkey of Atatürk*. The Amer. Accad. of Pol. e Soc. Sc., Philadelphia, 1939.

Wilkerson D. A. — *Freedom-Through Victory in War and Peace.* « What the Negro Wants » Chapell Hill, North Carolina, 1944.

Willcox W. F. — *The United Nations - Another Experiment in Democracy.* Ithaca-New York, 1947.

Williams E. — *Capitalism and Slavery.* Chapell-Hill, North Carolina, 1944.

Wright Q. — *A Study of War.* Chicago, Ill. 1942.

Ist. Ital. per il Medio ed Estremo Oriente. — *Il Man Chou Kuo.* Messina-Milano, 1939.

Ist. Naz. di Cultura Fasc. — *La crisi dell'Impero Britannico.* Roma, 1941.

Id. — *L'imperialismo degli Stati Uniti.* Roma, 1942.

Id. — *Plutocrazia e Bolscevismo.* Roma, 1942.

Id. — *Ragioni di questa guerra.* Roma, 1941.

Ist. di Studi Adriatici. — *Albania - Aspetti economici.* Voll. 2, Venezia, 1939.

R. Ist. Veneto Sc. L. ed A. — *Mediterraneo orientale Levante Veneziano.* (Catalogo della raccolta di pubblicazioni a stampa legate al R. Istituto da G. Gerola). « Atti del R. Ist. Veneto ». Venezia, 1942.

Papers Relating to the Foreign Relations of the U. S. 1919. — *Paris Peace Conf.* Vol. II, Washington, 1942.

Portogallo. — *La pensée de Salazar,* Lisbonne.

Ungheria. — *Rivendicazioni ungheresi dopo la guerra del 1914-1918.*

U. S. A. — *When War Ends - A consideration of the conditions necessary to bring about a lasting peace.* « The Annals », The American Academy of political e social Science, July 1940, Vol. 210, Philadelphia.

— *Quadro dei partiti d'Italia.* Roma.

— *Referendum Espanol.* Madrid.

— *Seguro Social en Gran Bretagna* (Presentado al Parlamento por el Ministro de Reconstruction - Academia de Ciencias Economica), Buenos Aires, 1945.

— *Un uomo qualunque - Conclusioni e proposte.* Roma, 1944.

POLITICA ECONOMICA

Belluzzo G. — *L'autarchia italiana vista da un ingegnere.* Milano, 1940

Brinkmann C. — *L'imperialismo economico inglese.* Roma, 1941.

Caffè F. — *Compiti e limiti della politica economica, in recenti pubblicazioni.* « Giurisprudenza e Dottrina Bancaria », Roma, 1943.

Cioli L., Contini L. — *Politica economica della guerra e della ricostruzione.* Roma, 1944.

Coppini M. A. — *Prime valutazioni sul costo di un piano Beveridge per l'Italia.* Contributi d. Comm. di studio d. Dem. Crist., Milano, S. d.

Corbino E. — *Corso di Politica economica e finanziaria.* Milano, 1942.

De Maria G. — *Il problema della politica economica albanese e lo sviluppo del reddito nazionale,* « Principi di economia albanese ». Padova, 1940.

De Miguel A. — *Autarquia.* Madrid, 1941.

Esposito de Falco S. — *L'ammasso del grano.* Napoli, 1940.

Fenzi B. — *Il piano Beveridge.* Roma, 1945.

Fontana Russo L. — *Politica economica generale e corporativa.* Roma, 1942.

Fortunati P. — *Per la libertà della politica economica italiana.* Discorso al Senato d. Repub., 29 Lug. 1948, Roma.

Gross H. — *Wirtschaftspolitische Tendenzen in den Vereinigten Staaten von Amerika.* Jena, 1943.

Guarneri F. — *Autarkie und Aussenhandel.* Jena, 1941.

Huhle F. — *Statistik als ein Erkenntnissmittel der Wirtschaftspolitik.* Jena, 1938.

Kitamura H. — *Zur Theorie des internationalen Handels.* « Staatswissenschatfliche Studien », B. 7, Weinfelden, 1941.

Leon N. — *Siebenbürgen und die Rumänische Wirtschaftspolitik.* « Anatele Economice di Statistice », XXV Jhg. n. 4/6, Bucarest, 1942.

Lo Faro F. — *La politica economica fascista e l'ordinamento sindacale.* « Critica fascista », n. 17.Roma, Sett. 1927.

Lösch A. — *Die neuen Methoden der englischen Handelspolitik.* « Weltwirtschaftliches Archiv », 54 Bd. Sept. 1941, H. 2, Jena, 1941.

Lo-Wan-Sen. — *Problem der Agrarkreditpolitik in China.* Wurzburg, 1941

Marrana V. — *Teoria e politica della piena occupazione.* Roma, 1948.

Muthesius V. — *Autarchia Europea.*

Papi U. — *Autarchia e spazio vitale.* «Rend. d. classe di sc. mor. e stor., R. Accad. d'Italia », Roma, 1942.

Id. — *Intorno alla politica economica di Bresciani Turroni,* Padova, 1943

Paris Eguilaz H. — *El movimiento de precios en Espana. Su importancia para una politica de intervencion.* Consejo Sup. de Investigac. Cientif. Madrid-Inst. de Econ. « S. de Monchada », 1943.

Pedroni F. — *Vie per una espansione economica.* « Libro e moschetto », A. XV, n. 55, 1941.

Pigou A. C. — *The political economy of war.* London, 1940.

Por O. — *Politica economico-sociale in Italia.* A. XVII-XVIII, Firenze, 1940.

Rappard W. E. — *Un beau débat de Politique Economique au conseil etc.* « Publ. de la Fac. des Sc. Economiques et Sociales de l'Univ. de Genéve » vol. III, Genéve, 1941.

Robbins L. *The Economic Basis of Class Conflict and other essays in political economy.* London, 1939.

Roos C. F. and Szeliski von V. — *The determination of interest rates.* « The Journ. of Pol. Economy », Vol. I, n. 4, Aug. 1942.

Schuster E. — *Industriepolitik im Grossraum.* « Europäische Grossraumwirtschaft », Leipzig, 1941.

Tallada P. J. M. — *La politica economica en los tiempos de crisis.* Barcellona, 1940.

Villari L. — *Le future relazioni economiche fra la nuova Europa dell'Asse e le Americhe.* Centro Ital. di Studi Amer. Comit. Stat.-Economico, n. 22, Roma, 1941.

VITO F. — *L'economia a servizio dell'uomo. I nuovi orientamenti della politica economica e sociale.* 2ª ed. Milano, 1945.

SAO PAULO, DEP. DE ECONOMIA INDUSTRIAL. — *Problemas de Politica Economica. - Contribuçao da Federaçao e do Centro das industrias do Estado de São Paulo.*

REP. DOMINICANA. — *La obra politico-economica y financiera del Ecc.mo Presidente Trujillo.* Ciudad Trujillo, 1947.

POLITICA AGRARIA

DI FENIZIO F. — *Politica agraria tedesca.* Milano-Univ. Bocconi: Ist. d Pol. Econ. e Fin., 1937.

FORTUNATI P. — *Aspetti sociali dell'assalto al latifondo.* « Quaderni di cultura politica » S. XI, n. 3, I. N. C. F. Roma, 1941.

POLITICA COLONIALE

CIASCA R. — *La politica coloniale dell'Italia.* « Problemi storici e orientamenti storiografici », Como.

POLITICA DEMOGRAFICA.

ANGUIRRE B. G. — *Politica de Poblacion.* « Rev. Mexicana de Sociologia ». Ana VII, vol. VII, n. 3 Sept. Dic. 1945.

BICKEL W. — *Bevölkerungsgeschichte und Bevölkerungspolitik der Schweiz seit dem Ausgang des Mittelalters,* Zurich, 1947.

BOVERAT F. — *Directives générales d'une politique de natalité.* Bruxelles, 1946.

CLELAND W. W. — *A population plan for Egypt.* « The Milbank Fund. Quart. », Vol. XXII, n. 4, Oct. 1944, New York.

FEDERICI N. — *L'intervento dello Stato nel campo demografico,* Il Giornale Economico », A. XVIII, Fasc. 5-12, Roma, 1940.

ID. — *La Politica della Popolazions,* Roma, Università, 1941.

KIETZELL (VON) . — *Weltkrieg und Bevëlkerungspolitik,* Munchen-Berlin, 1940.

MOST O. — *Bevölkerungspolitik.* Leipzig, 1938.

WALLACE V. H. — *Women and Children First. - An Outline of a Population Policy for Australia.* Melbourne, 1946.

WHELPTON P. K. — *Population Policy for the United States.* « The Journal of Heredity » and « Eugenical News » for Sept. 1939. Birth Control Federation of America Inc., New York, 1939.

POL. AND ECON. PLANNING, LONDON. — *Population Policy in Great Britain-* 1948.

POLITICA ESTERA

HISTORICUS. — *Origini della politica estera sovietica.* Roma, 1942.

GIOVANNUCCI F. S. — *Programma.* Roma, Ist. di Pol. Estera, 1944.

CROAZIA, MIN. AFF. ESTERI. — *Trattati internazionali.* 1941

ID. — Id., 1942.

POLITICA FINANZIARIA

D'ALBERCO E. — *La politica finanziaria dei grandi Stati dal dopoguerra ad oggi.* Ist. per gli studi di pol. int.le, Milano, 1939.

POLITICA SOCIALE

Aznar S. — *Marva y la politica social.* Publ. del Inst. Nacional de Prevision, Madrid, 1942.

Mises (von) L. — *Bureacracy, ecc.* Glasgow, 1945.

Siebert W. — *Englische Sozialpolitik im Arbeits Zeitrecht.* « Die sozialen Voraussetzungen des englischen Anspruchs in Europa », Stuttgart, 1941, B II.

Toso A. — *La condizione del lavoratore in Italia, ossia : La politica sociale del Fascismo.* Roma, 1941.

POPOLAZIONE

Sauvy A. — *Bien-être et Population.* Paris, 1945.

POPOLAZIONE : AMERICA.

Brogan D. W. — *Genio y figura del norteamericano.* Mexico, 1945.

Comarnescu P. — *Homo Americanus.* Bucarest, 1933.

Franklin E. F. — *The Negro Family in the U. S.* Chicago Ill. 1939.

Gamio M. — *Calificacion de caractericsticas culturales de los grupos Indigenas (Mexico).* « America Indigena », vol. II, 1942.

Id. — *Consideraciones sobre el problema indigena.* Mexico, 1948.

Garces V. G. — *Living conditions of the indigenous populations in American countries.* Int. Lab. Offi. Montreal, 1946.

Hibben F. C. — *The Lost Americans.* New York, 1946.

Holmer N. M. e Wassen H. — *Mu-igala or the Way of Mnu. - A Medicine song from the Cuna Indians of Panama* (with transl. and comments), Goteborg, 1947.

Hughes E. C. — *French Canada in transition.* Chicago, Ill., 1943-44.

Mazzini G. — *Gli aborigeni del Cile.* « Archivio per l'Antropol. e la Etnol., vol. LXVII, 1937, Firenze.

Murdock G. P. — *Nuestros contemporaneos primitivos.* Mexico, 1945.

Rosenblat A. — *La poblacion indigena de America desde* 1942 *hasta la actualidad.* Buenos Aires, 1945.

Sauer C. — *Aboriginal population of Nortwestern Mexico.* (Ibero-Americana : 10). Berkeley-Cal., 1935.

Id. — *The distributions of aboriginal tribes and languages in northwestern Mexico,* (Ibero-Americana : 5), Berkeley-Cal., 1934.

Stevens S. K. — *American Expansion in Hawai* (1842-1898). Harrisburg, 1945.

Van Diest A. E. — *Youth in the Pikeo Peak region.* Colorado Springs, Feb. 1940.

Verrill Hyatt A. — *The American Indian North, South and Central America.* New York. 1943.

Brazil. — *A political and economic study of the country.* Rio de Janeiro, S. d.

POPOLAZIONE : ASIA

Datta Bhupendranath. — *Races of India.* Univ. of Calcutta. Anthropol. Papers. N. S., n. 4 « Journal of the Dep. of Letters» vol. XXVI, Calcutta, 1935.

Embree J. F. — *Snye Mura. - A Japanese Village.* Chicago, Ill., 1939-44.

Purcell V. — *The Chinese in Malaya.* London, New York, Toronto, 1948.

Tarakchandra Das. — *The Bhumijas of Seraikella.* Antropol. Papers, Univ. of Calcutta. n. s., n. 2-3, Calcutta, 1931.

Yang M. C. — *A Chinese village. - Taiton, Shantung Provtnce.* London, 1947.

POPOLAZIONE : AUSTRALIA

Elkin A. P. — *The Australian Aborigines. - How Understand Them.* Sydney. London, 1945.

POPOLAZIONE : EUROPA.

Bosch-Gimpera P. *Two Celtic Javes in Spain.* « Proceed. of the British Academy », vol. XXVI. London.

Caro Boraja *J.* — *Los Pueblos del Norte de la peninsula iberica.* - (*Analisis historico-cultural*). Consejo Sup. de Investig. Cientificas, Madrid, 1943.

Chalupny E. — *Tschechen, Slovaken, Tschechoslovaken.* « Slavische Rundschau » Jahrg. X, 1938, H. 4.

Kennedy R. — *The Islands and Peoples of the South Seas and their Cultures* (Jayne Mem. Lect. Amer. Philos. Soc. 8 e 15 Mar. 1944, Philadelphia, 1945.

Perali P. — *L'Albania e i « divini Pelasgi ».* Roma, s. d.

Pittard E. — *Les Albanais.* (in : « Les peuples des Balkans ») Paris, 1920.

Schreiner A. — *Die Nord-Norweger.* Anat. Inst. der Universität, Oslo, 1929.

Foreign Office. — *Report of the Interdepartmental Commission of Enquiry on Oriental, Slavonic, East European and African Studies.* London, 1947.

POPOLAZIONE : OCEANIA.

Beaglehole E. — *Some modern Hawaiians.* Univ. of Hawaii, Res. Publ. N. 19, 1937.

Cole Fay-Cooper. — *The Peoples of Malaysia.* New York, 1945.

PSICOLOGIA

Akhilananda Swami. — *Hindu Psychology.* London, 1947.

Allport G. W. — *The use of personal documents in psychological science.*

Atkinson W. W. — *La psicologia del successo.* Milano, 1941.

Azpiazu J. — *Le moral del hombre de negocios.* Madrid, 1944.

Bateson G. and Mead M. — *Balinese Character. - A photographica analysis.* New York, 1942.

Baudouin Ch. — *Suggestion e Autosuggestion.* Neuchâtel-Paris, 1938.

Boole G. — *Problems on causes.* « The Laws of Thought », London, 1854.

Canella M. — *Principi di psicologia razziale.* Firenze, S. d.

Cattell R. B. — *Description and measurement of personality.* Yonker-on-Hudson- New York, 1946.

Davidson Helen H. — *Personality and Economic Background. - A Study of Highly Intelligent Children.* Morningside Heights. New York, 1943.

Drever J. e Drummond M. — *The Psychology of the Pre-School Child.* London, 1929.

Dublin L. i. — *Altro Fights for Rehabilitation* « Modern Hospital » June 1944. U. S. A.

Findley W. G. e altri. — *Psycological tests and their uses.* « Rev. of Educ. Res. », vol. XIV, n. 1 Febr. 1944. Amer. Educational Res. Ass., Washington.

Freud A. — *The Ego and the Mechanisms of Defence.* London, 1942.

Freud S. — *Nuovi saggi di psicoanalisi. - Al di là del principio del piacere. Psicologia delle masse e analisi dell'Io. - Rivelazione dell'inconscio : l'Io e l'Es.* Roma, 1947.

Fumagalli S. — *Plastica ed evoluzione psichica dei Congolesi.* « Atti dell'Acc. d. Sc. di Torino », vol. 81 e 82, 1945-46 e 1946-47.

Gemelli Fr. Agostino - O. F. M. — *La psicologia a servizio dell'orientamento professionale nelle scuole.* Bologna, 1943.

Govaert A. — *Le rôle de l'investigation scientifique dans la théorie de la gymnastique de Ling. Quelques problèmes à l'éclaircir.* Congrès Européen de la Féd. Int. de Gymnastiques, Ling 7-12 Juill. 1947, Lisbonne, 1947.

Hendrick I. — *Facts and theories of Psychoanalysis.* New York, 1944.

Hiscock W. G. — *Psychological tests in industrial selection.* « Proceed. of the R. Soc. of London », s. B., n. 841, vol. 125. Aug. 1938.

Holzinger K. J. — *The relative effect of nature and nurture influences on twin differences.* « The Journ. of Educ. Psycology », vol. XX, Apr. 1929, n. 4.

Hotelling H. — *Rotations in Psychology and the statistical revolution - Factor Analysis. A synthesis of Factorial Methods.*, Chicago, Univ. of Chicago Press., 1941. « Science », May 15-1942, vol. 95.

Jung C. G. — *Psycologie und Religion.* « Die Terry Lectures 1937 », Yale University, Zurich–Leipzig, 1942.

Levy - Bruhl L. — *L'anima primitiva.* Torino, 1948.

Linton R. — *The Cultural Background of Personality.* London, 1947.

Mac Queen H. C. — *Vocations for Maori Youth.* New Zealand, 1945.

Marbe K. — *Zur Bedeutung der Psychologie für die Statistik.* « Zeitschrift für angew. Psychologie und Charakterkunde », Bd. 63, H. 5 u. 6. 1942, Leipzig.

Marzi A. — *Psicologia e problemi razziali.* « Rivista di Psicologia », A. XXXVII, n. 3, 1941.

Mead M., Bateson G. — *Balinese Character. - A photographic analysis.* New York, 1942.

MICOLI G. — *L'anima dei friulani.* « Popolo del Friuli », 23 Ott. 1938, Udine, 1940.

MYERS C. S. — *A discussion on the application of quantitative methods to certain problems in psychology* (24 march 1938). « Proceed. of R. Soc. of London », S. B, n. 841, vol. 1265, Aug. 1938.

ORTEGA y GASSETT J. — *Estudios sobre el amor.* Buenos Ayres. Mexico, 1945.

PAGE JAMES D. — *Abnormal Psychology. - A Clinical Approach to Psychological Deviants.* New York a. London, 1947.

PENROSE L. S. - *Intelligence and Birth Rate.* « Occupational Psychology », Apr. 1939.

ID. — *Intelligence test scores of mentally defective patients and their relatives* « The British Journ. of Psychology. Gen. Sect., vol. XXX, P. I, July 1939, Cambridge.

ID. — *A study in the inheritance of intelligence. - The analysis of* 100 *families containing subcultural mental defectives.* « The British Journal of Psicology », Gen. Sect., vol. XXIV, P. I, July 1933.

PHILP H. L. *A Psychologist looks at Sex.* London, ecc., 1945.

RAPHAEL W. — *Discussion on « psychological tests in industrial's selection ».* « Proceed. of the R. Soc. of London », s. B, n. 841, vol. 125. Aug. 1938.

REMHARDT R. — *Psicologia Animal.* Buenos Ayrs. Mexico, 1944.

RHINE J. B., STUART C. E., PRATT J. G., SMITH B. M., GREENWOOD J. A. — *Extra Sensory Perception After Sixty Years.* New York, 1940

ROYCE W. R. — *Family Similarities in Mental test Abilities.* (With a Note on the Growth and Decline of These Abilities). Psicholog.Lab. Stanford Univ., Genetic Psychology Monographs July 1927, vol. II, n. 4, Worcester, Clark Univ. Mass.

SALVEMINI T. — *La mentalità matematica degli studenti.* « Quaderno degli Insegnanti », n. 2.

SLATER E. — *Psychological aspects of family Life.* « Rebuilding Family Life in the Post-War World ».

STEKEL W. — *The interpretation of dreams. - New Developments and Technique.* New York, 1943.

T. A. — *Un problema preoccupante.* « Riv. di Psicologia », A. XXXVIII, n. 3-1942.

THOMSON G. — *The trend of National Intelligence. - The Galton Lecture* 1946. (With a Symposium in 1947 by Sir A. Carr-Saunders, Sir C. Burt, Prof. L. Penrose, Prof. G. Thompson), The Eugenic Society, London.

THURSTONE L. L. — *Psychological Analysis.* « The Amer. Journ. of Psychology. ».

TIFFIN J. — *Industrial Psychology.* New York, Prentice-Hall, 1944.

TRILLES (R. P.) DES PERES DU SAINT-ESPRIT. — *L'âme du Pygmée de Afrique. (Au coeur de la forêt équatoriale).* Paris, 1947.

TROTTER W. — *Instincts of the herd in peace and war.* London, 1947.

YOUNG K. — *Personality and Problems of Adjustment,* New York, 1947.

NATIONAL RESEARCH COUNCIL. — *Psychology for the Fighting Man.* Washington, 1943.

— *The Psychoanalytic Study of the Child*, vol. I, 1945, An Annual. London, 1945.

— *Psychology for the fightingman*. Washington, 1943.

PSICOLOGIA : GENIO.

Bowerman W. G. — *Studies in Genius*. New York; 1947.

Canella M. F. — *La vita scientifica. - Il genio : tipo misto e irripetibile*. « La Fiera Letteraria », Roma, 12 Mar. 1948.

Cooley C. H. — *Genius, fame and the comparison of races*. « Annals of the Amer. Academy of Pol. and Soc. Sc. » vol. IX, n. 3, May, 1897, Philadelphia.

Terman L. M. — *Psychological approaches to the biography of genius*. London, The Eugenic Soc. 1947.

PSICOLOGIA CRIMINALE

Karpan B. — *Case Studies in the Psychopathology of Crime. - A Reference Source for Research in Criminal Material*. Washington, 1944.

PSICOLOGIA SOCIALE

Ayau A. E. — *The social psychology of hunger and sex*. Cambridge, Mass. 1939.

Bogardus E. S. — *Fundamentals of Social Psycology*. New York-London, 1942.

Britt S. H. — *Social Psychology of Modern Life*. New York, 1943.

Krout M. H. — *Introduction to Social Psychology*. New York-London, 1942.

May M. A. — *A Social Psychology of War and Peace*. London, 1943-44

Merton R. K., Curtis A. — *Mass Persuasion. - The Social Psychology of a War Bond Drive*. New York and London, 1946.

Orano P. — *Psicologia Sociale*. « Riv. Int.le di Filosofia Pol. e Soc. », Genova, 1942.

Wilde H. — *Sozialpsychologische Erfahrungen aus dem Lagerleben - Probleme der sozialen Nachkriegs Arbeit*. Herausgegeben von Prof. D. F. Siegmund-Schultze- B. 3, Zurich, 1946.

Young K. — *Social Psychology*. New York, 1945.

Id. — Id., II ed., New York, 1947.

PSICOMETRIA

Spearman C. E. — *New methods of expressing ability in factors*. « Proceed. of the R. Soc. of London », s. B, n. 841, vol. 125, Aug., 1938.

PSICOTECNICA

Dragotti G. e Fanelli M. — *I controlli psicotecnici del personale ferroviario*. « Riv. tec. delle Ferrovie ital. », 1941.

Fanelli M. A. — *Contributo delle indagini psicotecniche alla selezione del personale di condotta dei mezzi di trazione*, Id., 1942.

SCIENZA DELLE FINANZE

Battelli G. — *Le decime pontificie del Lazio nei secoli XIII-XIV.* « Atti » del V Congr. naz. di studi romani, Roma, Ist. Studi Romani, 1942.

Capodaglio G. — *Contributo alla teoria del riparto delle pubbliche entrate.* Firenze, 1942.

Cinquini S. — *Qualche tentativo di formulazione matematica del circuito dei capitali.* « Riv. dir. finanz. e Sc. Finanze », Padova, 1942.

Tivaroni J. *Compendio di Scienza della Finanze.* X ed. , Bari, 1942.

Id. — Id., XI ed., Bari, 1947.

Repaci F. — *Gli effetti economici-finanziari della recente riforma del lotto,* «Atti della VI e VII Riunione scientifica» della Soc. it. di Stat., 1943.

Id. — *Le lotterie nazionali in Italia.* « Statistica » n. 2, A. II, Ferrara, 1942.

Id. — *Teoria e pratica del gioco del lotto in Italia negli ultimi tre quarti di secolo dalla sua istituzione.* « Mem. d. R. Acc. d. Sc. di Torino », S. II T. 70, P. II, 1940-42, Torino, 1941.

Associazione fra le Società Italiane per azioni. — *L'imposta sul patrimonio in Italia e all'estero.* Roma, 1939.

Id. — *Le imposte sull'entrata e sugli scambi in Italia ed all'estero.* Roma 1940.

SCIENZE NATURALI

De Ment J. e Dake H. C. — *Rarer Metals.* Broklyn-New York, 1946.

Jahn J., Schmid C., Schrag G. — *The measurement of ecological segregation,* Univ. of Washington.

Just Th. — *Plant and animal communities.* « The Amer. Midland Naturalist » vol. 21, n. 1, Jan. 1939, Notre Dame, Ind.

Lack D. — *Darwin's Finches.* Cambridge, 1947.

SOCIOLOGIA

Agramonte R. — *Voluntad Esencial y Voluntad Racional en la Sociologia de F. Tönnies,* « Rev. Mexicana de Sociologie », A. VII, vol. VII, n. 3, Sept-Dic. 1945.

Almansa R. J. — *Viaje a Simancas en busca del catastio del Marquès de la Ensenada.* (Cuadernos del Congreso, de Estudios Sociales, Seccion 1ª) Madrid ; 1946.

Alpert H. — *Emile Durkheim and his sociology,* New York, 1939.

Aptheker H. — *The Negro People in America. (A critique of GunnarMyrdal's « An Amer. Dilemma »,* New York, 1946.

Arensberg C. M. e Solo T. K. — *Family and Community in Ireland,* Cambridge Mass., 1940.

Barker E. — *Reflections on leisure,* London.

Barnes H. — *Society in Transition,* New York, 1945.

Baron Castro R. - *La poblacion de el Salvador. - Estudio acerca de su desenvolvimiento desde la epoca prehispanica hasta nuestros dias.* Consejo Sup. de Investig. cientificas, Madrid, 1942.

Barrett S. M. — *Sociology of the American Indians*, Kansas City, 1946.

Bell E. H. — *Culture of a Contemporary rural community « Subletie Kansas »*, Washington, 1942.

Blackburn J. — *The Framework of human behaviour*, London, 1945.

Blondel M. — *Lotta per la civiltà e filosofia della pace.* Roma, 1946.

Bouthoul G. — *Traité de Sociologie.* Paris, 1946.

Boyle L. E., Greenlaw J. P., Hay D. G. — *Problems of rural youth in selected areas of North Dakota.* Agr. Exp. Station, Bull. 293, June 1940, Fargo, North Dakota.

Brucculeri A. S. F. — *Il Comunismo. Le dottrine sociali del Cattolicismo*, Quaderno XIII, Roma, 1944.

Id. — *L'involuzione della civiltà.* Id., Quaderno VIII, Roma, 1944.

Id. — *Il pensiero sociale di S. Agostino.* Roma, 1945.

Brunner de S. Edmund ed altri. — *Community organization and adult education.* A Five-Year Exp., Chapell Hill (North Carolina) 1942.

Burgess E. W., Cottrell L. S. Jr. — *Predicting Success or Failure in Marriage.* New York, 1939.

Id., Locke H. J. — *The Family. From Institution to Companionship*, New York-Cincinnati, ecc., 1945.

Carli F. — *La formazione della sociologia come fatto sociale.* Brescia, 1924

Carli V. — *Fisica Sociale.* Udine, 1940.

Casanova E. — *Il contributo italiano alla Sociologia*, Manuali Universitari, S. I : Disc. Stat. Dem. e Sociol. Roma, 1941.

Castrilli V. — *L'insegnamento della sociologia nelle Univ. Ital.*, « Riv. Intern. di Fil. del diritto » A. XXI, fasc. IV-V, 1941, Milano, 1941.

Chalupny E. — *Hauptgesetze der sozialen Entwicklung.* « « Riv. di Sociologia », Mag.-Giug. 1933, Paris.

Id. — *Le jeu des échecs au point de vue sociologique.* « Riv. di Sociologia », Milano, S. a.

Id. — *Précis d'un Système de Sociologie.* Paris, 1930.

Id. — *La prévision des résultats électoraux, particulièrement dans les démocraties.* « Riv. di Sociologia », Gen.-Mar. 1934, Paris.

Chavez Hayhoe S. — *Historia Sociologica de Mexico.* Mexico, 1944.

Chugerman S. — *Lester F. Ward. - The American Aristotle. - A summary and interpretation of his sociology*, Durham, North Carolina) 1939.

Cohen J. — *Human Nature, War, and Society.* London, 1946.

Cristalli G. — *Leggendo e annotando.* Appunti e spunti di scienza di vita. I. Quad., p. VIII, Napoli 1940.

Dantwala M. L. — *Our Standard of Living.* Bombay, 1945.

Darlington C. D. — *The conflict of Science and Society.* Conway Mem. Lect. Deliv. at Conway Hall on Apr. 20, 1948, London.

Davidson G. — *Our Jewish Farmers and the Story of the Jewish Agricultural Society.* New York, 1943.

De Gobbi L. — *Sociologia cristiana.* Padova, 1945.

Dodd Stuart C. — *Dimensions of Society. - A Quantitative Systematics for the Social Sciences.* New York, 1942.

Du Bois W. E. B., Johnson Guy B. — *Encyclopedia of the Negro.* (Preparatory Volume with Reference Lists and Reports) New York, 1946.

Dupréel E. — *Le pluralisme sociologique. Fondements scientifiques d'une rèvision des institutions.* Bruxelles, Université libre, Inst. de Sociol. « Solvay », 1945.

Duvall E. M., Hill R. — *When you marry.* New York, 1946.

Ebner G. — *Inchiesta sulla schiavitù,* Roma.

Elkin A. P. — *Society, the individual and Change with special reference to war and other present-day problems.* (The Livingstone Lectures 1940).

Embree J. F. — *The Japanese Nation. - A social Survey.* New York, 1945.

Farrington B. — *Head and Hand in Ancient Greece. - Four studies in the social relations of thought.* London, 1947.

Federici N. — *Sul ricambio sociale.* (Teorie sociologiche e contributi statistici), « Statistica », A. III, fasc. 3, Ferrara, 1942.

Id. — *Scienze naturali e scienze sociali nell'interpretazione dei fenomeni evolutivi.* « Genus », vol. V, n. 3-4, 1942.

Fielding O. W. — *American Society in Wartime.* Charles R. Walgreen Found. Lect., Chicago Ill. 1943-44.

Fini A. — *Principi di sociologia secondo la dottrina cattolica, proposti allo studio dei lavoratori delle A. C. L. I.,* Urbania, 1946.

Fisher H. H. — *A Tower to Peace. - The Story of the Hoover Library on War, Revolution and Peace.* Stanford, 1945.

Flewelling R. T. — *The Survival of Western Culture. - An Inquiry into the Problem of Its Decline and Resurgence.* New York-London, 1943.

P. Florentino del Valle S. I. — *Las Reformas Sociales en Espana,* Madrid, 1946.

Frances L., Gesell A. — *Infant and Child in the Culture of today. - The Guidance of Development in Home and Nursery School.* New York-London, 1943.

Freyer H. — *Introduccion a la Sociologia.* Madrid, 1945.

Freyre G. — *Sociologia.* 1. *Introducao ao Estudo dos seus Principios.* Primeira Parte: *Limites e posicao da Sociologia.* II P.: *Sociologias e Sociologia,* Rio de Janeiro e Sao Paolo, 1945.

Fussell G. E. — *Village life in the Eighteenth Century.* Worcester.

Fyfe H. — *The illusion of National Character.* London, 1946.

Gallagher B. G. — *Color and conscience : the irrepressible conflict.* New York e London, 1946.

Gardner B. B. — *Human Relations in Industry.* Chicago, 1945.

Gatto S. — *Il Borghese* (4ª Ediz.), Varese, 1941.

Gentile P. — *Liberalismo e Socialismo,* « Nuova Antologia », Ott. 1946.

Giacoma G. — *La scienza della realizzazione e la Sociologia.* Soc. It. di Sociologia, riun. del 5-1-43.

Gini C. — *Europa und Amerika : zwei Welten.* « Weltwirtschaftliches Archiv », B. 52, H. I, Juli 1940.

GITTLER J. B. *Social thought among the Early Greeks.* Athens, 1941.

GIUSTI U. — *Armonie e contrasti di ambiente e di vita in Italia.* Roma, 1945.

GOLDSTEIN S. E. — *Meaning of Marriage and Foundations of the Family. - A Jewish Interpretation.* New York, 1942.

GOOCK G. P. - *Some Conceptions of Liberty.* « The Sociological Review », vol. XL, 1948, Sect. I, Ledbury-England.

GOODWIN G. — *The social organization of the western Apache,* Chicago Ill. 1942.

GOVI M. — *Corso di Sociologia* (anno accad. 1941-42), Milano, 1942.

GRAJDANZEV A. J. — *Modern Korea. - A study of social and economic changes under Japanese Rule,* New York, 1944.

GRAY A. — *The Socialist Tradition : Moses to Lenin.* London-New York-Toronto, 1947.

GREENWOOD E. — *Experimental sociology. A study in method.* New York, 1945.

GURVITCH G. — *Sociology of law.* London, 1947.

GUSTI D. — *La science de la réalité sociale.* Paris, 1941.

HAGAN E. J. — *Spiritual foundations of the Family.* « Rebuilding Family Life in the Post-war World ».

HALMOS P. — *Community integration and the community centres.* « Sociological Review, vol. XL, Year 1948, Sect. 3, Ledbury-England.

HALL R. B. — *Area Studies : with special reference to their implications for research in the social sciences.* Soc. Sc. Res. Council - Pamphlet 3, New York, 1947.

HAUER W. — *Religion und Rasse.* « Wissenschaftliche Akademie Tübingen des N S D. » B. I, 1937-1938-1939, Tübingen, 1941.

HOFFMAN M. D. — *Life in America Harper non-fiction,* New York, London, 1941.

HOLE C. — *English Home-Life* 1500 *to* 1800. London, New York, ecc., 1947.

HORDER Lord. — *Introduction to : Rebuilding Family Life in the post-war world. An Enquiry with Recommendations.* London.

HORNSETH R. A. — *A note on : « The Measurement of Ecological Segregation » by J. Jahn. C. F. Schmid and C. Schrag.* American Sociological Review », vol. 12, june 1947.

HOTELLING H. — 1. *Problems of prediction ;* 2. SOROKIN P. A. — *A Criticism of the prediction of personal adjustment ;* 3. GUTTMAN L. — *Rejoinder ;* 4. BURGESS E. W. — *Rejoinder. A Symposium on The Prediction of Personal Adjustment,* « Amer. Journ. of Sociology », vol. XLVIII, n. 1, July 1942.

HUMPHREY DEYMOND N. — *El Campesino Mexicano en Detroit.* « Rev. Mexicana de Sociologia », A. VII, vol. VII, n. 3, Sept.-Dic. 1945, pp. 403.

HUTTON J. H. — *Caste in India. - Its Nature, Function and Origins.* Cambridge 1946

JAMES E. O. — *The social function of religion. - A comparative study,* London 1940.

JENNINGS HELEN J. — *Sociometry of Leadership. - Based on the Differentiation of Psychegroup and Sociogroup.* Beacon House 1947, Sociometry Monographs, n. 14, New York, 1947.

KAUFMANN F. — *Methodology of the social sciences.* London, New York. Toronto, 1944.

KAVAN L. — *Gli esodi e le carestie in Europa attraverso il tempo.* « Revue internationale de Sociologie », Mai-Juin, 1934.

KEITH A. — *Essays on human evolution.* London, 1947.

KELSEN H. — *Society and Nature. - A Sociological Inquiry,* Chicago, Ill. 1943.

KINGSLEY Z. G. — *National unity and disunity. - The Nation as a Bio-Social Organism,* Bloomington, Indiana, 1941.

KRIGE E. J., KRIGE J. D. — *The Realm of a Rain-Queen. - A study of the pattern of Lovedu Society.* London, New York, Toronto, 1943-47.

LABRIOLA A. — *Decadenza della civiltà (limiti).* Roma, 1947.

LANDTMAN G. — *The origin of the inequality of the Social Classes.* London, 1938.

LANG O. — *Chinese Family and Society.* New Haven, 1946.

LANTIS M. — *The Social Culture of the Nunivak Eskimo.* Trans. the of Amer. Phil. Soc. held at Philadelphia for Promoting Useful Knowledge, New Series, vol. XXXV, Part. III, Philadelphia, 1946.

LASKI H. J. — *Reflections on the Revolution of our time.* London, 1946.

ID. — *Reflections on the Revolution of our time.* New York, 1947.

LASSWELL H. D. — *Democracy through public opinion.* U. S. A., 1941.

LAVIOSA ZAMBOTTI P. — *Origini e diffusione della civiltà.* Milano, 1947

LEIF J. — *La sociologie de Tönnies.* Paris, 1946.

LESCURE J. — *Etude sociale comparée des régimes de liberté et des régimes autoritaires.* 2 éd., Paris-Montchrestien, 1946.

LIPPMANN W. — *La giusta società.* Roma, 1945.

LITTLE K. L. — *The Mende Farming Household.* « The Sociol. Rev. », volume XL, 1948, Sect. 4, Ledbury-England.

LIVELY C. E. and ALMACK R. B. — *The rural population resources of Missouri.* Res. Bull. 306, Univ. of Missouri, Columbia, 1939.

LOISY A. — *Le origini del Cristianesimo.* Torino, 1942.

LOWIE R. H. — *Primitive Religion.* New York, 1948.

LOWIE ROBERT H. — *The German People. A Social Portrait to* 1944. New York, Toronto, 1945.

LUNDBERG G. A. — *Foundations of Sociology.* New York, 1939.

LUZZATTO F. — *I ladri.* (Estr. da : « Rivista di difesa sociale », A. I, vol. I, n. 1 « Centro intern. di Studi di difesa sociale »), Genova, 1947.

LYNN S. T., DIAZ R. J., GARCIA L. R. — *Tabio-Estudio de la organizacion social rural.* Bogota, 1944.

LYON L. S., WATKINS M. W., ABRAMSON V. — *Government and Economic Life. Vol. I e II. Development and Cdrrent Issues of American Public Policy,* Washington, 1940.

MAC CONNELL JOHN W. — *The evolution of Social Classes.* Washington, 1942.

Mac Donald A. — *Revolt in Paradise. The Social Revolution in Havaii after Pearl Harbor*, New York, 1946.

Mac Gregor G. — *Warriors without weapons.* — A study of the Society and Personality Development of the Pine Ridge Sioux. Chicago, Ill. 1946.

Mac Iver R. M. — *Leviathan and the People.* Louisiana, 1939.

Mac Lean Y Estenos R. — *Sociologia peruana.* Lima, 1942.

Mainspring. — *The grassroots story of human progress, what it means to you and me and how not to present it.* Detroit, Michigan, 1947.

Maldonado A. — *Sociologia.* Mexico, 1946.

Malinowski B. — *The work and magic of prosperity in the Trobriand Island.* « Mensch en Maatschappij Tweemaandelijksch Tijdscrift ». Overdruk 9 jaargang n. 1 en 2.

Manheim E. — *Youth in trouble.* - Kansas City, 1945.

Marx C. e Engels F. — *Il* 1848 *in Germania e in Francia.* Roma, 1946.

Mayer J. P. — *Sociology of Film Studies and Documents.* London, 1945.

Mead M. — *Coming of age in Samoa. - A study of adolescence and sex in primitive societies.* New York, 1943.

Meissner P. — *Grundformen der Englischen Geistersgeschichte.* Stuttgart-Berlin, 1941.

Mendieta Y Nunez L. — *Las clases sociales.* Mexico, 1947,

Meyer K. — *Volk und Lebensraum. - Forschungen im Dienste von Raumordnung und Landesplannung.* « Beiträge zur Raumforschung und Raumordnung » Band I. Heidelberg, 1938.

Minguijon A., Aznar S, — *Los intelectuales ante la ciencia y la sociedad.* (Discurso). R. Acad. de ciencias sociales y politicas, Madrid, 1941.

Mises L. — *The clash of group interests* da « Approaches to Nationa Unity », Conf. on Science, Philosophy and Religion in their relation to the Democratic Way of life. Inc. New York, 1945.

Id. — *The treatment of « Irrationality » in the social sciences.* « Philosophy and Phenomenological Res. », vol. IV, n. 4, June 1944, U. S. A.

Miyamoto Shotaro F. — *Social Solidarity among the Japanese in Seattle.* Univ. of Washington publications in the Social Sciences. vol. II, n. 2, Dec. 1939.

Mochi A. — *Civiltà. I termini di una crisi.* Roma, S. a.

Moriarta H. *Life in the U. S. A.* Information for the Foreign Born-With a Colloquial Vocabulary, New York, 1945.

Morgan A. E. — *The Small Community — Foundation of Democratic Life — What it Is and How to Achieve It.* New York a. London, 1942.

Mosca G. — *Storia delle dottrine politiche.* Bari, 1939.

Mukerjee R. — *The Indian Working Class.* (Second edition), Bombay, 1948.

Munch P. A. — *Sociology of Tristan da Cunha.* Results of the Norwegian Scientific Exped. to Tristan da Cunha 1937-1938, n.13, Det Norske Videnskaps, Akademi i Oslo, 1945.

Needham J. — *Science and Society in Ancient China.* Conway Mem. Lect. Deliv. at Conway Hall on May 12, London, 1947.

Nef J. U. — *The United States and Civilization.* Chicago. Ill. 1941-42.

Nelson L. — *Rural Sociology.* New. York, 1948.

Nimkoff M. F. — *Marriage and the Family.* Boston-New York, 1947.

Nixon H. C. — *Possum Trot. Rural Community, South.* Norman, 1941.

Norris K. E. — *The Three R's and the Adult Worker. The Survival of Learning in the Basic School Subjects among Unemployed Men.* Montréal (Canada), 1940.

Oddone A. S. J. — *Principi cristiani per lo studio della sociologia.* Roma, 1945.

Oppenheimer-Bluhm H. — *The Standard of Living of German Labor under Nazi Rule* (Research Project on Social and Economic Controls in Germany and Russia). « Social Research », Suppl. V, New York, 1943.

Orestano F. — *Civiltà Europea e Civiltà Americana.* « Centro Ital. di Studi Americani », 2, Roma, 1938.

Payson Usher A. — *Historia de las Invenciones Mecanicas.* Mexico, 1941.

Perez de Barradas J. — *La familia.* Madrid, Cons. Sup. de Investig. Cientificas, 1941.

Petrone I. — *Il problema delle aristocrazie e il popolo del novecento.* — Firenze, 1939.

Pietranera G. — *L'inflazione come strumento della lotta di classe.* « Socialismo ». A. IV, n. 1-2, Gen.-Feb. 1948.

Pirenne H. — *Sozial- und wirtschaftsgeschichte Europas im Mittel-alter.* Bern, S. a.

Reuter E. B. — *Handbook of Sociology.* New York, 1946.

Ropke W. — *Civitas Humana.* Paris, 1946.

Roucek J. S. — *Sociological Foundations of Education.* A textbook in Educational Sociology, New York, 1942.

Rousseau J. J. — *Il contratto sociale.* Roma, 1945.

Roura P. J. — *El mundo historico social.* Ensayo sobre la morfologia de la cultura de Dilthey, Mexico, 1948.

Russell E. — *The History of Quakerism.* New York, 1943.

Sarkar B. K — *Formless Bengali and the Fluid Bengali.* Bengali Inst of Sociology Eurasia, may 1948

Id. — *Le métabolisme social. Reflexions sur le rôle des races des classes et des diverses forces transformatrices.* « Revue de Synthèse ». T. XIII, n. 1, Fevrier 1947.

Id. — *The arianisation of the Aryan.* « Eurasia », Calcutta, July 1948.

Savorgnan F. — *I primi elementi della sociologia gumplowicziana* « Riv. Ital. di Demogr. e Stat. », A. II, n. 1-2, Roma, Giu. 1948.

Schmid C. F. — *Social Trends in Seattle.* Univ. of Washington Publ. in the Soc. Sciences, vol. 14, Oct. 1944.

Sorokin P. A. — *El pluralismo del Alma Empirica en el Individuo y sus Condiciones Sociales.* « Rev. Mexicana de Soc., » Ano VII, Vol. VII, n. 3, Sept-Dic. 19445.

Id. — *Society, Culture, and Personality. - Their structure and Dynamics.* New York a. London, 1947.

Sperantia E. — *Introducere in Sociologie.* Tomul I° : *Istoria conceptilor Sociolvg.* Tomul II° : *Principiile fundamentale ale sciologici.* Cluj, 1939.

STERNER R. — *The Negro's Share. A study of Income, Consumpion, Housing and Public Assistance.* New York, 1943.

SYLOS L. P. — *A proposito di una tesi enunciata da Corrado Gini intorno alla questione sociale,* « Economia e Commercio » Gen-Febbr, 1946.

THOMAS D. S. — *Social and Economic Aspects of Swedish Population Movements* 1750-1933. Inst. for Social Sciences-Inst. of Human Relations, New York, 1941.

THOMAS P. J, a. RAMAKRISHNAN K. C. — *Some South Indian Villages - A resurvey* - Madras, 1940.

TIETZE C. LEMKAN P. COOPER M. — *Personality Disorder and Spatial Mobility* — « The Amer. Journ. of Sociology », vol. XLVIII, n. 1, july 1942.

TONIOLO G. — *L'odierno problema sociologico* — Città del Vaticano, 1947.

TONNIES F. — *Fundamental Concepts of Sociology (Gemeinschaft und Gesellschaft),* Amer. Sociology Series, New York, 1940.

TOPA L. — *Da la « Sociologia » lui Corrado Gini.* « Insemnari Sociologice », Apr. 1937, n. 1.

TOWER V. — *Il celibato sacerdotale.* Bologna, 1943.

ID. — *La relazione tra la forma di governo e l'organizzazione militare romena. Dai Gracchi ad Augusto.* « Annali della Scuola Romena », Roma, 1940.

VALAORAS V. G. — *Some Effects of Famine on the Population of Greece.* « The Milbank Mem. Fund. Quarterly », vol. XXIV, n. 3, July 1946, New York.

VANCE R. B. DANILESVSKY N. — *All these People. - The Nation's Human Resources in the South.* Chapell Hill, 1945.

WACH J. — *Sociology of religion.* London, 1947.

WAHLUND S. — *Nagra Sociala kristidsproblem.* Sartryck ur Social Arsbook, 1940.

WARNER W. L. a LUNT P. S. — *The Status System of a Modern Community.* New Haven-London, 1942.

WESLEY C. H. — *The Negro has always wanted the four freedoms.* « What the Negro Wants », Chapell Hill, North Carolina, 1944.

WHITMAN W. — *The Pueblo Indians of San Ildefonso. - A Changing Culture.* New York, 1947.

WIESE L. (VON). — *Sociology.* New York, 1941.

WILKINS H. T. — *Mysteries of ancient South America.* London, 1947.

WILLEMS E. — *Assimilaçao e Populaçoes marginais no Brasil.* Estudo sociologico dos imigrantes germanicos e seus descendentes. « Serie 5ª. Brasiliana, vol. 186, Bibl. Pedag. Brasileira, Sao Paulo, 1940.

ID. — *Problemas de una sociologia do pesviramento.* « Rev. do Arquivo », n. LXXV, Sao Paulo, 1941.

ID. — *Sexo y Familia en las Comunitades Teuto-Brasilenas* « Rev. Mexicana de Sociologia », Ano VII, n. 3, Sept.-Dic. 1945.

WILLIAMS J. — *Thoughts on evolution : III. Evolution and the Primitive* « Anthropological Series », vol. IV, n. 3, Serial n. 15, Boston 1939.

WILLIAMS R. M. jr. — *The reduction of intergroup tensions. - A Survey of Research on Problems of Ethnic, Racial and Religions Group Relations.* Soc. Sc. Res. Council, Bull. 57, New York, 1947.

Wish H. — *Contemporary America. - The national scene since* 1900. New York e London, 1945.

Witham W. T. — *Americans as they speak and live*, New York, 1945.

Witmer H. L. — *Social Work. An analysis of a Social Inst.* New York, 1942.

Wright S. — *The « Age and Area », concept extended.* « Ecology », vol. 22, n. 3, July 1941,

Id. — *The material basis of evolution* « Scientific Monthly ». August 1941, vol. LIII.

Yueh Hwa Lin. — *The Golden Wing.* A *sociological study of Chinese Familism.* London, 1947.

Young C. e Reid H. R. Y. — *The Japanese Canadians.* Toronto, 1939.

Young K. — *Sociology. A study ot Society and Culture.* New York, 1942.

Young P. V. Schmid C. , Rice S. A. — *Scientific Social Surveys and Research.* New York, 1944.

Zalamea J. — *El hombre, naufrago del siglo XX.* El Colegio de Mexico, Centro de Estudios Sociales, Jornadas, 5ª Sesion del Seminario Colectivo sobre la guerra, 1943.

Zimmermann C. C. — *The Basic Problem of the Modern Family.* (New England Regional Confer. and Inst. of the Child Welfare League of American, Weldon Hotel, Greenfield Mass, April, 25, 1946), Friday Papers, April 26, 1946, Univ. New Office, Harvard Univ. Cambridge, Mass.

Id. — *La crisis de la Familia.* « Rev. Mexicana de Sociologia », Anno VII, vol. VII, n. 3, Sept.-Dic. 1945.

Id. — *The Developing Family Crisis.* Id.

Id. — *Family and Civilization.* New York e London, 1947.

Id. — *The family Crisis.* (Harvard Bull. vol. 48, April 13, 1946, n. 13).

Id. — *Outline of American Regional Sociology.* Cambridge, 1947.

Id. — *Outline of American Rural Sociology.* Id., 1946.

Id. — *Outline of Social Change and Progress.* Id.

Commission Centrale des Interets Familiaux. — *Rapport général,* Bruxelles, 1944.

Consejo Sup. de Investig. Cientificas. *Memoria* 1944, Madrid, 1945.

Ligue (La) des Familles nombreuses de Belgique. Bruxelles, 1947.

Istituto di Scienze Sociali di Romania. — *Clopotiva. - Un sat din hateg.* Bucaresi, 1940.

The Tory reform Committee, — *To Morrow's Children.* London, 1944. 1944.

Univ. of Hawaii. Dept. of Sociology - Honolulu. — *Social Process in Hawaii.* Voll. VI, July 1940, IX-X, July 1945.

Univ. Libre de Bruxelles - Inst. de Sociologie Solvay. — *L'organisation des rapports entre Employeurs et Salariés. Avant-projet de loi présenté par un groupe d'études de l'Institut de Sociologie Solvay.* Bruxelles, 1945.

Svezia. — *Stockholm of to day,* Stockholm, 1939.

Id. — *Stockholm, Leben und Fortschritt.* Stockholm, 1939.

Id. — *Stockholm, sa vie, ses habitants, ses oevres sociales.* Stockholm, 1939.

SOCIOLOGIA: ABITAZIONI

ASTENGO G., BIANCO M. e altri. — *Comunicazioni al 1° Convegno Naz.le per la ricostruzione edilizia.* Torino, 1946.

BIASUTTI R. — *La casa rurale nella Toscana.* Ricerche sulle dimore rurali in Italia, vol. VIII, (Cons. Naz. d. Ricerhche, Com. Naz. per la Geografia), Bologna, 1938.

CIRIBINI G. — *L'analisi tecnica delle dimore rurali.* (Guide per lo studio degli insediamenti rurali in Italia nella collezione geografica diretta da G. Mangeroni), Milano, Como, 1946.

FRANCIOSA L. — *La casa rurale nella Lucania,* Cons. Naz.le d. Ricerche, Comitato Naz.le per la Geografia, Firenze, 1942.

FRIEDMANN W. STIGLER G. J. — *Roofs or Ceilings ? The current Housing Problem.* (Popular Essay on Current Problems, vol. I°, Sept. 1946, n. 2). The Found. for Econ. Education, Inc. Irvington-on-Hudson, New York.

MASSEI D. R. — *Case nei villaggi montani,* Fabriano, 1942.

MIKIC F. — *L'età delle case contadine in Medimurje* (in croato) .« V P. S », A. III, n. 12, 1937 e « Naucni Radovi », 21-36.

ID. — *Sulla quadratura delle finestre e dei pavimenti e sulla cubatura delle case dei contadini del Medimurje* (in croato). Da « V P S » anno V, n. 1 e 2, 1939 e in « Naucni Radovi », 21-36.

NICE B. — *La casa rurale nella Venezia Giulia.* Cons. Naz. d. Ricerche, Com. Naz. per la Geografia, Bologna, 1940.

SOCIOLOGIA ANIMALE

CARPENTER C. R. — *A Field Study in Siam of the Behavior and Social Relations of the Gibbon (Hylobates Lar)*), Baltimore-Maryland, U. S. A. 1940.

WOHLBOLD H. — *La vida social de los animales.* Barcelona, 1943.

SOCIOLOGIA CRIMINALE

BARNES H. e TEETERS N. K. — *New Horizons in Criminology. - The American Crime Problem.* New York, 1945.

FLESCH G. — *Stalin alla luce della psicologia criminale,* Roma, 1942.

GLUECK S. and E. — *Criminal Careers in Retrospect* — New York, 1943.
ID. — *Juvenile delinquents grown up* — New York, 1940.

HERSCH L. — *Jewish and non jewish Criminality in Poland.* « Yivo Annual of Jewish Social Science », vol. I, New York, 1946.

HOOTON E. A. — *Crime and the man.* Cambridge, Mass., 1939.

NICEFORO A. — *Criminologia, vecchie e nuove dottrine.* Milano, 1941.

RUGARLI S. — *Riforma penitenziaria.* (Per la rinascita italiana), Milano, 1947.

SELLIN T. — *The criminality of South.* The American Law Institute, Philadelphia, 1940.

SHAW C., MCKAY H. CRESSEY P. G., SCHMID C. F., SCHRÖRER C. W. — *Juvenile delinquency and urban areas.* A study of Rates of Delinquency in Relation to differential Characteristics of Local Communities in American Cities, Chicago, Ill., 1942.

Spirer J. — *Negro Crime.* Baltimore-Maryland, 1940.

Tulchin S. H. — *Intelligence and Crime. A study of penitentiary and reformatory offenders.* Chicago, Ill., 1939.

SOCIOLOGIA: FEMMINISMO

Ehrenfels Baron O. R. — *Mother-Right in Inaia.* Osmania Univ. Series-Hyderabad Deccan, 1941.

Jarman Hagood M. — *Mothers of the South. Portraiture of the White Tenant Farm Woman.* Chapel Hill. North Carolina, 1939.

Lepore M. — *La donna in Russia.* «L'alfiere della levatrice», marzo 1937, n. 3.

White E. M. — *Woman and Civilization.* London, 1940.

Wyatt S. — *A study of Women on War Work in four Factories.* (Medical Res. Council- Ind. Health Res. Board, Rep. n. 88), London, 1945.

SOCIOLOGIA: QUESTIONI SESSUALI.

Bachi R. — *La formazione delle unioni illegittime.* Sez. I. *L'ambiente in cui si formano le unioni illegittime.*

Candela N. — *Il ciclo sessuale della donna.* Palermo, 1942.

Chesser E. , Dawe Z. — *The Practice of Sex Education. A plain Guide for Parents and Teachers.* London, 1945.

Dickinson R. L. — *Premarital Consultation.* « The Journ of the Amer. Medical Assoc. » Nov. 15, 1941, Vol. 117, Chicago Ill.

Hartmann G. — *The girls they left behind. An investigation into the various aspects of the German troops' sexual relations with Danish subjects.* Copenhagen, 1946.

Kinsey A. C. Pomeroy W. B., Martin C. E. — *Sexual Behavior in the Human Male.* Philadelphia e London, 1948.

Lang Theo. — *Results of New Investigations on Homosexuality.* « Res. and Progress » vol. VII, Sept.-Oct. 1941, n. 5.

Lepore M. — *L'unione eterosessuale nella codificazione bolscevica.* Todi, 1940.

Mc Partland J. — *Sex in our changing world.* London, 1947.

Soc. Mexicana de Eugenesia. *Lo que todo joven debe saber. Orientaciones sexuales.* Mexico, 1943.

SOCIOLOGIA: POPOLAZIONI PRIMITIVE

Biswas P. C. — *Primitive religion, Social organisation, Law and Government amongst the Santals.* « Anthropol. Papers N. S. », n. 4 e « Journal of the Dep. of Letters », vol. XXVI, Univ. of Calcutta, 1935.

Blanc A. C. — *Prospettiva. L'arte e la religione esistevano già centinaia di millenni prima dell'invenzione della scrittura.* « La Città Libera », n. 27, Roma, 16 Ag., 1945.

Boccassino R. — *La figura e le caratteristiche dell'Essere Supremo degli Acioli dell'Uganda.* « XIX Congr. Internaz. degli Orientalisti », Roma, 1937.

Id. — *La mitologia degli Acioli dell'Uganda sull'Essere Supremo, i primi tempi e la caduta dell'uomo.* (con testi) « Anthropos », T. XXXIII, 1938.

Id. — *La religione e la morale delle popolazioni primitive.* « Studium », An. XXXV, n. 11.

Evans Pritchard E. E. — *The Nuer. A description of the Modes of Livelihood and Political Institution of a Nilotic People*, Oxford, 1940.

Id. — *Some aspects of Marriage and the Family among the Nuer.* The Rhodes-Livingstone-Inst., Livingstone. Northern Rhodesia, 1945.

Jones Rheinallt J. D. e Saffery A. L. — *Social ad Economic Conditions of Native Life in the Union of South Africa.* Finding of the Native Economic Commission 1930-1932, Collated and Summarised, « Bantu Studies », vol. VII, n. 3-4 e vol. VIII, n. 1-2, Johannesburg.

Kuper H. — *An African Aristocracy Rank among the Swazi*, London, New York, Toronto, 1947.

Toynbee A. J. — *Civilization on Trial.* London-New York, Toronto, 1948.

SOCIOLOGIA QUESTIONI DI RAZZA

Aiyar P. S. — *Conflict of Races in South Africa. Long-range segregation programme.* Durban, 1946.

Boas F. — *Race and Democratic Society.* New York, 1946.

Brown S. A. — *Count Us In.* « What the Negro Wants », Chapell Hill (North Carolina) 1944.

Brown F. J., Roucek J. S. — *One America. The history, contributions and present problems of our racial and national minorities.* New York, 1946.

Burghardt du Bois W. E. — *My evolving program for negro freedom.* « What the Negro Wants », Chapell Hill (North Carolina) 1944.

Cayton H. R., Mitchell G. S. — *Black Workers and the New Unions.* Id., 1939.

Chiurco G. A. — *La sanità delle razze nell'impero italiano.* Roma, Ist. Naz. dell'A. I., 1940.

Clam E. — *Lord Cohn*, ossia : *La penetrazione giudaica nella casta dominante inglese da Disraeli a Hore Belisha.* « Quaderni di Pol. e di Econ. contemp. », n. 15-16.

Clauss L. F. — *Problemi fondamentali della psicologia razziale.* Studi di « Civiltà fascista », S. VI, n. 9, Roma, 1942.

Comas J. — *Algunos datos para la Historia del indigenismo en Mexico.* « Bol. Indigenista » vol. VIII n. 3 Jul. 1948.

De Martini S. — *Lo spirito e la razza.* Roma, 1940.

Elias de Tejada F. — *El Racismo - Breve historia de sus doctrinas.* Madrid.

Evola I. — *Il mito del sangue.* 2 Ed., Milano, 1942.

Id. — *Sintesi e dottrina della razza.* Milano, 1941.

Fajafu F. — *Le mélange des nationalités de la République Tchécoslovaque*, « Statisticky Obzor ». Duben, 1934.

Fischer E. — *Le problème de la race et la législation raciale allemande.* Paris, 1942.

Gamio M. — *Consideraciones sobre el problema indigena en America.* « America Indigena », Vol. II, n. 2. Abril de 1942.

Gribaudi D. — *Terra e razza in Italia.* « Ann. d. Fac. di Magistero », vol. I, Torino, 1942.

HAASE-BESSEL G. — *Volk und Rasse in ihren Beziehungen zueinander.* « Schriften zur Geopolitik » H. 17, Berlin, 1939.

HANCOCK G. B. — *Race Relations in the United States : A Summary.* « What the Negro Wants », Chapell Hill (North Carolina) 1944.

HUGHES L. — *My America.* Id., id.,

JOHNSON C. S. — *Patterns of Negro Segregation.* New York-London, 1943.

KISER C. e KISER L. K. — *Race conditions in the United States.* « The Amer. Year Book » 1943-1945-1946.

KLINGBERG F. J. — *An appraisal of the negro on colonial South Carolina. A study in Americanization.* Washington, 1941.

LANDOGNA F. — *L'integrità della razza italiana attraverso il Medio Evo.* « Razza e Civiltà » Roma, A. I, n. 3-8, 1940 ; Anno II, n. 1-7, 1941.

ID. — *Il problema razziale nell'impero romano.* Id., Id., A. I., n. 2, Roma, 1940.

ID. — *L'unità della razza e della storia d'Italia.* Id., id., A. I, n. 1.

LANDRA G. — *Il problema della razza in Romania.* Bucarest, Ist. Italo-Romeno di studi dem. e razziali, 1942.

LEPORE M. — *La difesa della stirpe nello Stato e nella Chiesa.* « Riv. d'Ostetricia e Ginecologia Pratica », n. 11, 1931.

ID. — *Difesa della stirpe nella Chiesa Cattolica e nello Stato Fascista.* « Nuova Medicina Italica », A. XIII, n. 6-9, 1940.

ID. — *Provvedimenti per la difesa della razza. Risanamento ereditario.* « La voce delle maestre d'asilo », A. XXXV, n. (10), 11-17 Dic. 1938.

ID. — *La Razza. Criteri inconfondibili.* Id., n. (19), 20-25 Feb. 1939.

ID. — *La nostra razza nei confronti degli altri Stati.* Id., n. 18, 11 Feb. 1939.

ID. — *La razza.* Id., n. 21, 4 Mar. e n. (37) 38, 15 Sett. 1939.

ID. — *La razza.* Id., n. (16) 17, 4 febbr. 1939.

LOCKE A. e STERN B. J. — *When Peoples Meet. A study in Race and Culture Contacts.* New York, 1946.

LOGAN RAYFORD W. — *The Negro Wants First-Class Citizenship.* « What the Negro Wants », Chapell Hill (North Carolina) 1944.

MC LEOD B. M. — *Certain Unalienable Rights.* Id., id.,

MC WILLIAMS C. — *Prejudice Japanese-Americans symbol of racial intolerance.* Boston, 1944.

MALACHINI V. — *Razza e ambiente.* Roma, 1941.

MARRO G. — *Caratteri fisici e spirituali della razza italiana.* « Quaderni dell'Ist. Naz. », di Cult. Fasc. S. IX, III, Roma, 1939.

MASUCCI G. — *Razzismo africano.* « Rassegna Soc. dell'A. I. », A. IV n. 4, Roma, 1941.

MAZZEI V. — *Razza e nazione.* Roma, 1942.

MIOTTO A. — *Le razze hanno anime diverse ?* « Riv. di Psicologia », Anno XXXVII, n. 3, 1941, Bologna, 1941.

MISES R. de. — *Problème de deux races.* « Recueil Mathématique », 1934, T. 41, n. 3.

MITCHELL G. S. e CAYTON H. R. — *Black Workers and the new union.* Chapell Hill (North Carolina) 1939.

MONTAGU A. — *Man's most dangerous Myth : the Fallacy of Race.* II Ed. New York, 1945.

NEUMAN A. A. — *The Jews in Spain. Their social, political and cultural life during the middle ages.* – Vol. I. *A Political and Economic Study.* – Vol. II. *A Social and Cultural Study.* Philadelphia, 1944.

ODUM W. — *Race and Rumors of Race. – Challenge to American Crisis* Chapell Hill (North Carolina) 1943.

ORREI E. — *Intorno alla questione ebraica. – Lineamenti di storia e di dottrina.* Roma, 1942.

PALAK H. S. L. — *The South African Indian Question.* Racial Relat. Studies in Conflict and Co-operation n. 5, Herefordshire. England, 1947.

PATTERSON F. D. — *The Negro Wants Full Participation in the American Democracy.* « What the Negro Wants ». Chapell Hill, (North Carolina) 1944.

PINCKNEY H. L. — *What the Negro Wants and How to Get It : The Inward Power of the Masses.* Id., id.

PIRES DE LIMA J. A. — *Mouros, Judeus e Negros na Historia de Portugal.* Porto, 1940.

PULLÈ G. — *Razze e Nazioni.* Padova, 1939-1940.

RANDOLPH P. — *March on Washington Movement presents Program for the Negro.* « What the Negro Wants ». Chapell Hill (North Carolina) 1944.

ROSE A. — *The Negro in America.* New York, 1948.

SERAPHIM P. H. — *Il giudaismo nell'Europa Sud-orientale.* Roma, 1941

ID. — *Die Wanderungsbewegung des Jüdischen Volkes.* Berlin, 1940.

STERN B. J. e LOCKE A. — *When Peoples Meet. A Study in Race and Culture Contacts.* New York, 1946.

THOMPSON R. W. — *Black Caribbean.* London, 1946.

TOWNSEND W. S. — *One American Problem and a Possible Solution.* « What the Negro Wants », Chapell Hill (North Carolina) 1944.

TRANSILVANUS. — *Le minoranze etniche della Transilvania.* Bucarest, 1940.

VERSCHUER O. F. — *Leitfaden der Rassenhygiene.* Leipzig, 1941.

WILKINS R. — *The Negro Wants Full Equality.* « What the Negro Wants ». Chapell Hill (North Carolina) 1944.

ID. — « *What the Negro Wants* ». Ed. by Rayford W. Logan, Chapell Hill (North Carolina) 1944.

SOCIOLOGIA : GUERRA

BOUTHOUL G. — *Cent millions de morts.* Paris, 1946.

BRAUNER A. — *Ces enfants ont vécu la guerre.* Paris, 1946.

CHARDONNET J. — *Les conséquences économiques de la guerre* 1939-1946. Paris, 1947.

D'ELIA E. — *Le condizioni dei prigionieri italiani in Germania durante la seconda guerra mondiale.* « Annali di Statistica », S. VIII, vol. II, Istat, Roma, 1948.

KRIES (VON) W. — *Strategia e tattica della propaganda di guerra inglese.* Roma, 1941.

Mac Nalty A. S. — *Influence of war on family life.* London.

Vedaldi A. — *Della guerra.* Verona, 1941.

State Board of Social Welfare. — *The effects of the war on Children.* As reported by citizens of New York State at Public Hearing held under the Auspice of the S. B. of S. W., New York, 1943.

SOCIOLOGIA : RICAMBIO SOCIALE

De Meo G. — *Il ricambio sociale con particolare riguardo ad alcuni periodi storici* « Annali della Univ. di Macerata », vol. XIV, Tolentino, 1940.

Wilson G. e M. — *The analysis of Social Change. Based on Observations in Central Africa.* Cambridge, 1945.

SOCIOLOGIA : URBANESIMO

Bachi Riccardo. —*La dottrina sulla dinamica delle città secondo Giovanni Botero e secondo Simone Luzzatto.* Acc. Naz. dei Lincei - Rend. Cl. di Scienze morali, storiche e filosofiche. S. VIII, vol. I, fasc. 11-12, Nov. -Dic. 1946.

Bonifacio G. — *Il raggio medio d'attrazione dei centri urbani.* « Suppl. stat. ai Nuovi Problemi di Politica, Storia ed Economia », S. II, A. IV, n. 1, Ferrara, 1938.

Davis K. e Casis A. — *Urbanization in Latin America.* « The Milbank Mem. Fund Quarterly », vol. XXIV, n. 2, April 1946.

Mc Intyre A. J. and J. J. — *Country Towns of Victoria. A social survey.* Melbourne, Oxford, 1944.

Markus A. — *Lo sviluppo edilizio e demografico di Budapest* (1880-1940). « Rassegna d'Ungheria », n. 12, A. II, 1942, n. 1, A. III, 1943, Budapest, 1943.

Olsson W. — *Stockholms framtida utveckling.* Stockholm, 1941.

Puissant A. — *L'urbanisme et l'habitation.* Bruxelles, 1945.

Violich F. — *Cities of Latin America, Housing and planning to the south.* New York.

Federal Housing Administr. — *The structure and growth of residential in American Cities.* Washington, 1939.

STATISTICA AGRARIA

De Polzer A. — *Primi risultati di un'indagine sulla concentrazione fondiaria in Italia.* « Atti del R. Ist. Veneto di S. L. ed A. », A. Acc. 1941-42, T. CI, P. II: Cl. di Sc. Mat. e Nat., Venezia, 1942,

Ferrara G. — *Il valore della produzione lorda dell'agricoltura italiana e la sua ripartizione regionale.* « Annali d. R. Univ. di Ferrara », volume IV, Ferrara, 1942.

King A. J. Dale E. Mc-Carty. — *Application of sampling to agricultural statistics with emphasis on stratified samples.* « Journ. Papers », n. 7, 863 of the Iowa Agric. Exp. Station, Ames-Iowa-Project n. 611, « Journal of Marketing », Apr. 1941.

King A. J., Jessen R. J. — *The master sample of agriculture.* « Journ. of the Amer. Stat. Assoc. », March 1945, vol. 40.

KING A. J. e SIMPSON GLENN D. — *New Developments in agricultural sampling.* « Journ. of Farm Economics », vol. XXII, n. 1 February, 1940.

ONICA P. — *Technica Statisticii Agricole.* Institutul Central de Statistica, Bucaresti, 1945.

PIETRA G. — *Le variazioni nelle produzioni dell'agricoltura italiana* « Atti del R. Ist. Veneto di Sc. L. e A. », A. accad. 1941-42, T. CI P. II : Cl. di Sc. Mat. e Nat., Venezia, 1942.

SINGLETON J. W. R. e CURTIS L. C. — *The correlation between tillering and productiveness in sweet corn crosses.* « Journ. of the Amer. Soc. of Agronomy » vol. 27, n. 2, Febr. 1935.

STATISTICA : AZIENDALE

MARTIN A. J. — *Les notions fondamentales de la comptabilité analytique d'exploitation.* Paris, 1948.

MASINI C. — *I grafici nelle rilevazioni d'azienda. Appendice (Tabelle e grafici).* Univ. Comm. « Luigi Bocconi », Ist. di ric. tecnico-comm., Milano, 1947.

STATISTICA : BIBLIOGRAFIA

BIBLIOGRAPHY OF SELECTED STAT. SOURCES OF THE AMER. NATIONS. Washington, 1947.

STATISTICA ECCLESIASTICA

CANALETTI GAUDENTI A. — *Il primato della Chiesa negli accertamenti anagrafici.* « Studiosi e artisti italiani a S. S. Pio XII », Città del Vaticano.

SALVEMINI T. — *Considerazioni sulla statistica ecclesiastica.* « Arch. di dir. eccles., n. 1, 1941, Firenze.

ID. — *La statistica ecclesiastica con speciale riguardo al clero in Italia secondo i censimenti generali della popolazione.* « Atti della II Riun. scientif. dalla S. I. S. », Roma, 26-28 Giu. 1940.

STATISTICA ECONOMICA

ABRISQUETA (de) F. e GOMEZ L. C. — *Indices del costo de la vida obrera en America.* Washington, 1948.

ALLEN R. G. D. e BOWLEY A. L. — *Family Expenditure. A Study of its variation.* London School of Economics and Political Science, London, 1935.

BACKMAN J. — *Wages and prices.* Irvington-on-Hudson. New York 1947.

BARBERI B. — *Il valore monetario dei consumi alimentari e il reddito della popolazione italiana.* « Economia », A. XXI, N. S., Vol. XXIX, n. 5-6.

BAUDHUIN F. — *La Belgique en* 1947. - *Revenu national et balance des paiements.* « Agence économique et financière », 38me année, n. 86, Bruxelles, 5 mai 1948.

BERNSTEIN F. — *Ueber die Beobachtungsökonomie in der Statistik.* « Assekuranz - Jahrbuch. Unter Mitwirtkung von A. Berger, ecc. », B. 51, 1932, Wien un Leipzig, 1932.

BONIFACIO G. — *I bilanci famigliari in un gruppo di lavoratori triestini.* Trieste, 1946.

Breuer J. — *Methodisches zu einem Preisindex von Welthandelswaren 1921 bis 1. Hj* 1939, « Allg. Stat. Archiv », Bd. 29, Jena, 1940.

Bruni L. — *Schema di un metodo statistico per lo studio dei problemi della nutrizione.* « Giorn. degli Economisti e Ann. di Econ. », marzo-apr. 1948.

Bruns W., Toso A. — *La guerra economica in cifre (ossia la fine dell'Inghilterra come potenza economica).* « Quad. di Pol. ed Econ. contemporanea », n. 21, 1941.

Chiavarria M. F. — *La disponibilidad de materias primas.* El Colegio de México, Centro de Estudios Sociales, 4ª Sesion del Seminario Colectivo sobre la Guerra.

Clark G. N. — *The Wealth of England from 1496 to 1760.* London-New York-Toronto, Cumberlege, 1946.

Coletti F. — *Problemi di Statistica economica.* Milano, 1937.

Costanzo A. — *Contributi statistici alla conoscenza della condotta del consumatore.* Roma, 1942.

Cresin R. — *Recensamantul Agricol al Romaniei din 1941. Date provizorii,* I. Bucuresti, 1945.

D'Addario R. — *Sulla misura della concentrazione dei redditi* (Appunti). Roma, 1934.

D'Agata C. — *I numeri indici dei salari contrattuali nell'industria,* ISTAT, « Boll. dei prezzi », fasc. n. 3, Lug. 1947, Roma.

D'Ancona U. — *Ulteriori osservazioni sulle statistiche della pesca dello Alto Adriatico.* Cons. Naz. delle Ricerche - R. Comit. Talassografico Ital., Mem. CCXV, Venezia, 1934.

Davis H. T. — *The Analysis of Economic Time Series.* Bloomington, Indiana, 1941.

De Meo G. — *Costo della vita e alimentazione a Napoli.* Ufficio Regionale del Lav. - Divis. Econ. Stat., Relazione sul primo trimestre dell'anno 1944, Napoli, 1944.

De Pietri-Tonelli A. — *Lezioni di Politica commerciale (corso speciale) Il commercio internazionale sotto l'aspetto statistico.* Venezia, R. Scuola Sup. di Commercio, 1919-20, Rovigo, 1920.

De Riedmatten L. — *Variations des monnaies, des salaires et des prix à travers les siècles,* 2º éd., Versailles, 1945.

De Vergottini M. — *Sulla concentrazio ne economica.* « Riv. di pol. econ. » Roma, Apr. 1948.

Id. — *Analisi nella dinamica dei prezzi all'ingrosso in Italia.* « Congiuntura Economica » Ist. per gli studi di Cong. econ. Milano, 20 Feb. 1948.

De Vita A. — *Le variazioni del potere di acquisto della lira.* « Congiuntura economica », n. 16 giu. 1947.

Dominiguez L. M. — *Renta Nacional, su significado y medicion.* Serie de Proyectos, « Estadistica », P. I., vol. III, n. 12, Dic. 1945: P. II, vol. IV, n. 13, Marzo 1946 P. III, vol. IV, n. 14-junio 1946; Washington, Inst. Interamer. de Estadistica.

Donner O. *Die Kursbildung am Aktienmarkt Grundlagen zur Konjunkturbeobachtungen den Effektenmarkten.* « Vierteljahrshefte ».

Düren F. — *Das Problem der Differenzierung der Lebenshaltungskosten. Indexziffern.* « Untersuchungen zur Wirtschaftsstruktur », H. 5, 1939.

FINCKENSTEIN GRAF H. W. — *Das Problem des Trend.* Bern, 1946. « Schweizerische Beiträge zur wirtschaftlichen Wellen-und Konjunktur forschung », H. 1.

FORTUNATI P. — *La concentrazione della proprietà fondiaria e delle aziende agricole.* « L'assalto al latifondo Siciliano », I. N. C. F., Palermo, 1941.

ID. — *Ricerche sui guadagni delle famiglie operaie industriali italiane.* « Tempi nuovi », Bologna, Dic. 1945.

ID. — *A proposito di statistica e politica economica,* « Statistica », 1945-46, Milano, 1946.

ID. — *Statistica e politica economica* « Statistica », a III, n. 2, 1943, Ferrara.

FOULON L. A., AINB A. — *Correlacion entre la immigracion y la importacion en la Republica Argentina.* « Riv. de la Fac. de Agronomia y Veterinaria », T. X, Entrega II, Marzo 1943, Univ. de Buenos Aires.

GALLO G. — *Il presumibile ammontare della ricchezza mineraria nazionale.*

GALVANI L. — *L'indice nazionale dei prezzi all'ingrosso.* « L'Economia Ital. », n. 2. Roma, 1935.

GASPARINI I. — *Gli indici iota di equilibrio monetario.* « Giorn. degli Economisti e Ann. di Econ. », Mag. Ag. 1947.

GERDA KUHNEMANN. — *Kritische Untersuchungen zur Konjunkturtheorie.* Berlin, 1941.

GIACCONE A., SCIALPI E. — *La ricchezza privata della provincia di Udine.* Univ. di Padova, 1941.

GIUSTI U. — *Un'economia familiare di ceti medi attraverso le due guerre mondiali.* « Riv. del Commercio », Mag. 1948, Roma.

GOLOPENTIA A. e ONICA P. — *Recensamantul agricol din Republica popularа romana 25 ianuarie* 1948. *Rezultate provizorii.* «Probleme Economice », n. 3, Martie 1948, Bucuresti, 1948.

GOLZIO S. — *Analisi dell'andamento dei prezzi nel dopoguerra.* Torino, 1946

GRAEVELL W. — *Die Statistik in der Grossraumwirtschaft,* (12 Korrekturfahnen), Dresden, 1942.

HADORN E. TH. — *Das Wetter als Konjunkturfaktor.* Bern, 1946. « Schweizerische Beiträge zur wirtschaftlichen Wellen-und Konjunkturforschung », H. 1.

KUZNETS S. — *National Product in Wartime.* New York, 1945.

ID. — *National Product since* 1869. New York, 1946.

LASORSA G. — *Statistica economica con riferimenti alle organizzazioni e alle fonti.* Padova, 1940.

LENTI L. — *La concentrazione dei capitali delle società anonime italiane.* « Riv. Bancaria ».

LUCARELLI V. — *La ricchezza privata della provincia di Belluno.* Padova, Ist. di Stat. della Univ., Feltre.

MARJOLIN R. — *Prix, monnaies et production. Essai sur les mouvements economiques de longue durée.* Paris, 1941.

MASCARO T. e PALLONI G. — *Primo censimento generale delle aziende agrarie metropolitane della Libia al 21 aprile* 1937. « Boll. Stat. A. I. », n. 1-2, A. IV, Roma, 1941.

MEDICI L. — *Ricerche sul numero dei proprietari fondiari in Italia.* « La agricoltura italiana », Pisa-Ag.-Sett. 1947.

MENZEL M., NIESCHLAG R. — *Aufträge und Kostern Reisender Kaufleute.* « Schriften des Instituts für Konjunkturforschung » Sonderh. 48, Berlin, 1941.

MESSORI P. — *Indice dei prezzi e delle quantità delle merci importate ed esportate dal* 1871 al 1938. « Riv. di Politica economica », A. XXXI, fasc. II, 1941.

MORTARA G. — *A moeda e as estatisticas de valores monetarios* (*Introduçao ao Estudo da Estatistica economica*). Rio de Janeiro, Inst. Brasileiro de Geografia e Estatistica, 1947.

NELSON R. W. e JACKSON D. — *Allocation of Benefits from Government expenditures.* « Studies in Income and Wealth », vol. 2, Nat. Bur. of Econ. Res., New York, 1938.

OCCHIUTO A. — *Confronti nel ritmo di aumento della circolazione.* « Riv. Ital. di Dem. e Stat. », Roma, Ott. 1947, vol. I, n. 2-3.

PARENTI G. — *Prezzi e mercato del grano a Siena,* (1546-1765) Firenze, 1942.

PEDRONI F. — *La razionalizzazione dei servizi anagrafici nelle Unioni Fasciste dei Commercianti.* Ente Naz.le Ital. per l'organizz. scient. del lavoro.

PETER H. — *Grundzüge einer Kinematic des Wirtschaftskreislaufes.* « Archiv für mathem. Wirtschafts-und Sozialforschung », Bd. VII, H. 3, 1941, Stuttgart e Berlin.

PETRUZZELLI N. M. — *Some technical aspects of Foreign Trade Statistics with special reference to Valuation.* Dissertation, Washington, 1946.

PIVATO G. — *Correlazioni fra costi e prezzi. Spunti critici intorno al « controllo » extraziendale dei prezzi sulla base dei costi.* « Riv. Bancaria », n. 6-8, Como.

PROCACCIA C. — *Guia para la clasificacion de las mercaderias en las estadistica del commercio internacional segun el « Basic Clasificacion Scheme » del Iasi.* (Sobre la base de la « Minimum List » y de las notas explicativas al « Draft Customs Nomenclature », 1947.

PRONI G. e VIANELLI S. — *L'asimmetria statistica nella dinamica economica di alcune aziende agrarie.* « Annali dell'Osserv. di Economia Agraria per l'Emilia », vol. VI, Faenza, 1939.

RAPER A. F. a REID IRA A. DE — *Sharecroppers All.* Chapell Hill, North Carolina, 1941.

RIBEIRO C. J. — *A estatistica da produçao no estado de Minas Gerais.* Inst. Brasileiro de Estatistica. Rio de Janeiro, 1939.

ROOS C. F. — *Dinamic Economics. Theoretical and Statistical Studies of Demand. Production and Prices.* Bloomington, Indiana, 1934.

SEWELL W. H. — *A memorandum on research in income and levels of living in the south.* Bull. of the Oklahoma Agric. and Mechan. College, vol. 37, Nov. 1940, n. 16.

ID, — *The Construction and standardization of a scale for the measurement of Oklahoma farm families.* Tec. Bull. n. 9, Apr. 1940, Stillwater, Oklahoma.

SHAN A. G. L. — *The Economic Development of Australia.* London, 1944-46.

SHAN W. H. — *Finished Commodities since* 1879. *Output and its Composition.* « Occasional Paper 3 », Aug. 1941, New York, 1941.

ID. — *Value of Commodity Output since* 1869. New York, 1947.

SHIRRAS G. F. — *Indici del Movimento Economico Italiano.* « Indian journal of Economics », vol. VII, n. 24, july 1926.

SHUN-HSIN CHON. — *The Capital Levy.* New York, 1945.

SICARD E. — *Problèmes familiaux chez les Slaves du Sud.* Paris, 1947.

SNEDECOR G. W. e KING A. J. — *Recent developments in sampling for agricultural statistics.* « Journ. of the Amer. Stat. Assoc. », March 1942, vol. 37.

SPURR W. A. — *Seasonal Variations in Nebraska Business.* Univ. of Nebraska. Publ. Nebraska Studies in Business n. 47, 1940.

STAMP L. — *The National Capital and other statistical studies.* New York, London, 1937.

STAGNITTA G. — *Un nuovo indice delle variazioni del costo della alimentazione.* « Economia », A. XXI, vol. XXIX, n. 3/4, n. s.

STIEBELING H. K. ed altri. — *Family Food Consumption and Dietary Levels Five Regions.* Miscell. Public. n. 452, Consum. Purch. Study, Washington, 1941.

STIGLER G. J. — *Trends in Output and Employment.* New York, 1947.

SUBRAMANIAN S. — *Working Class cost of living index numbers in India. A critical study.* India, Suppl. to Guide to current official Stat., vol. I, New Delhi, 1945.

TAGLIACARNE G. — *Note di statistica economica.* « Giornale degli economisti e Annali di Economia ». Genn.-Febbr. 1947.

TENTI B. — *I consumi medi di combustibile sulle Ferrovie Ital. dello Stato.* « Economia » A. XVI, N. S., vol. XXI, n. 5.

TINBERGEN J. — *Vérification statistique des théories des cycles économiques : 1. Une méthode et son application au mouvement des investissements ; 2. Les cycles économiques aux Etats-Unis d'Amérique de* 1919 *à* 1932. Genève, Soc. des Nations, Service d'études économiques, 1939.

TINTNER G. — *Some applications of multivariate analysis to economic data.* « Journ. of the Amer. Stat. Assoc. », Dec. 1946, vol. 41.

TURBATI E. — *Sul modo di rappresentare le serie statistiche del Censimento delle aziende agricole del* 1930, Roma, 1935.

UGGÈ A. — *Lezioni di Statistica economica. Il significato, e la costruzione l'uso dei numeri indici dei prezzi.* Milano, 1942.

ID. — *Sul metodo di eliminazione nella costruzione dei numeri indici dei prezzi.* « Acta » della « Pontificia Academia Scientiarum », vol. V, n. 10, 1941.

VANNUTELLI C. — *Statistiche salariali,* « 24 ore », 12 Lug. 1947.

VIANELLI S. — *Analisi economiche aziendali. Introduzione allo studio economico-finanziario delle imprese industriali.* Padova, 1943.

VINCENT A. L. A. — *La conjoncture science nouvelle.* Paris, 1943.

ZINGALI G. — *The Standard of Living and food consumption in Italy,* Roma, 1925.

BAROMETRO ECONOMICO. — *Il problema della previsione economica,* « Barometro economico », 10 Dic. 1929.

CONS. NAZ. D. RIC. — *La localizzazione delle industrie in Italia.* Roma, 1937.

Deleg. del Gov. Ital. per i rapporti con l'UNRRA. — *I risultati di una inchiesta sui consumi alimentari nelle convivenze assistite dalla UNRRA*. Roma, 1947.

Inst. Tech. des Salaires. — *Rémuneration et Production*. Bull., 6me livr,. Paris, Juin 1947.

School of law Duke University, *Chintren of Divorced Parents*. — *Law and Contemporary Problems* - vol. X, Summer 1944 n.5, Durham, North Carolina U. S. A.

STATISTICA ECONOMICA: REDDITO

Barberi B. — *Alcune considerazioni sul concetto di reddito nazionale*. « L'industria », Milano, n. 4, 1947.

Benham F. — *The National Income of Barbados* 1942. Development and Welfare in the West Indies. Bull. n. 9.

Id. — *The National Income of Grenada* 1942. Id., Bull. n. 12.

Brambilla F. — *Rappresentazione matematica ed interpretazione della curva dei redditi*. « Rivista Int.le di Sc. Soc. », Mar. 1940. A. XLVIII, Fasc. II.

Creamer D. — *The Net Income of the Puerto Rican Economy* 1940-1944. Soc. Sc. Res. Center Univ. of Puerto Rico, Rio Piedras.

Deane P. — *The Measurement of Colonial Incomes*. « Occasional Papers » XII, Nat. Inst. of Econ. and Soc. Res., Cambridge, 1948.

Id. — *National Income : Problems of social Accounting in Central Africa*. London, 1945.

De Vita A. — *Interferenze fra reddito nazionale e finanza pubblica*.« Atti della II Riun. Scient. d. Soc. Ital. di Stat. », Roma, 26-28 Giu. 1940.

Frankel H. S. — *An Analysis of the Growth of the National Income of the Union in the period of prosperity before the war*. « The South African Journal of Economics » june 1944, vol. 12, n. 2.

Giaccardi F. — *Alcune considerazioni sulle « curve dei redditi » di Amoroso e di Gibrat*. Torino, 1947.

Gilbert M. — *National income and product statistics of the United States* 1929-1946. U. S. Dept. of Commerce, Washington.

Hanna F. A., Pechman J. A., Lerner S. M. — *Analysis of Wisconsin Income*. New York, 1948.

Jackson G. e Associated. — *The National Income of Canada* (n. 2). *Memorandum for Post-War Planners*. Toronto, 1945.

Jostock P. — *Die Berechnung des Volkseinkommens und ihre Erkenntniswert*. « Schriften der Deutschen Wirtschaftswissenschaftlichen Gesellschaft », B. 7, 1941.

Id. — *Uber den Umfang des der Besteuerung entgehenden Einkommens*. « Weltwirtschaftliches Archiv », B. 57, Jan. 1943, 1, Jena, 1943.

Id. — *Volkseinkommen und Volksvermögen*. « Die Statistik in Deutschland nach ihrem heutigen Stand », XVII-XXVIII, Berlin, 1940.

ID. — *Wieweit sind Volkseinkommen international vergleichbar ?*. « Weltwirtschaftliches Archiv », Bd. 49, H. 2, Marz 1939.

KUZNETS S. — *National Product War and Prewar*. (*Our Economy in War*). New York, 1944.

ID. — *National Product in Wartime*. New York, 1945.

ID. — *National Income and Its Composition* 1919-1938. New York, 1947.

ID. — *National Income. A Summary of Findings*. New York, 1945.

LOFTUS P. J. — *National Income of Palestine* 1944. Palestine.

MEIREN (VAN DER) P. — *Beschonwingen bijeen berekening van het nationaal inkomen*. « Economisch - Statistische Berichten », 33 Jahrg. Woensdag, 5 mei 1948, n. 1617.

OCCHIUTO A. — *Il reddito degli italiani*. Ufficio Studi Banca d'Italia.

PERROUX F. — *Revenu national et pclitique économique quantitative*. Paris, 1947.

RAO V. K. R. V. — *The National Income of British India* 1931-1932. London, 1940.

SCHUSTER E. — *Das Einkommen. Eine Kritische Untersuchung*. Tubingen, 1926.

STAGNITTA G. — *Sulle valutazioni del reddito Italiano*. « Riv. Ital. di Sc. Econ. » A. XV, Bologna, 1943.

STAMP J. — *British Incomes and Property. The Application of Official Statistics to Economic Problems*. London, 1927.

TA CHUNG LIN. — *China's National Income* 1931-36. Washington, 1946.

VAN DER AA E. R. — *Le calcul du revenu national belge*. Royaume de Belgique, « Bull. de Stat. », 34e A. janv. 1948, n. 1.

ID. — *Etudes sur le revenu national*. Royaume de Belgique. « Bull. de Stat. », 33e année, Mai 1947, n. 5.

VINCI F. — *Il reddito degli italiani alla vigilia della guerra attuale*. « L'Industria », n. 8. Ag. 1943.

BANCO CENTRAL DE LA REP. ARGENTINA. — *La renta nacional de la Republica Argentina*. Buenos Aires, 1946.

CRITICA ECONOMICA, Rivista bimestrale. Roma, sett.-dic. 1947, nn. 9-10. Recensione a pag. 131 di G. PIETRANERA ai libri di A. C. PIGOU. *Income-An introduction to economics*, London, 1946 e C. GINI : *On National income*, Banca Nazionale del Lavoro, Quarterly Review, Rome n. 2.

ESTADO ESPANOL. CONSEJO DE ECONOMIA NACIONAL. — *La renta nacional de España por la Comision de la Renta Nacional*. Volumen I. *Planteamiento general del problema. Estimaciones indirectas y primeras cifras*, Madrid, 1945.

IRLANDA. MINISTER FOR FINANCE. — *National income and expenditure* 1938-1944. *Including statistics relating to the income and expenditure of public authorities, and other aspects of the national economy*. Dublin, 1946.

INST. DE SCIENCE ÈCONOMIQUE APPLIQUÈE - *Le Revenu National. Son calcul et sa signification*. Paris, 1947.

U. S. A. - NAT. BUREAU OF ECONOMIC RES. — *Studies in income and wealth* vol. 1, New York, 1937.

ID. ID. — *Conference on Research in Income and Wealth. Studies in income and wealtq*, Volume X, New York, 1947.

STATISTICA FINANZIARIA

BENE L. — *Les enseignements de la statistique des finances des villes de Hongrie.* « Journ. de la Soc. Hongr. de Stat. », 1936, nn. 2-3, Budapest, 1936.

LAH I. — *Statistiche Organizatorne in Financno-Gospodarske Zanimivosti.* Lubiana.

MEADE J. E. e STONE R. — *The construction of tables of national income expenditure savings and investment,* « The Economic Journal », vol LI, n. 202-3, June-Sept. 1941.

STATISTICA GIUDIZIARIA

BIRD F. L. — *Trend of tax delinquency,* 1930-1946. *Cities of over* 50.000 *population.* New York, 1947.

CASTEJON F. — *Unificacion internacional de estadisticas criminales.* Univ. de Verano de la Rabida, Madrid, 1945.

D'ARIENZO T. — *Compendio di statistica penitenziaria,* Roma, 1940

HACKER VON E. — *Kriminalstatistische und Kriminalaetiologische Berichte,* Heft 1-5, Miskolc, 1940.

STATISTICA INTELLETTUALE

FORTUNATI P. — *Statistica ed ordinamento scolastico.* « Statistica », A. II, n. 3, 1942.

GARCIA HOZ V. — *Formulario y tablas de Estadistica aplicada a la Pedagogia.* Cons. Sup. de Investig. Cientificas. Madrid, 1944.

GREENWOOD M. — *The social distribution of University Education.* « Journ. R. Stat. Soc. London », vol. CII, P. III, 1939.

MIKIC F. — *La statistica e la sua applicazione nella scuola* (in croato) « Napredak », A. LXXXI, Giu. 1940. « Naucni radovi », 21-36.

STATISTICA DEL LAVORO

GREENWOOD M. — *Statistical applications in relation to accidents and industrial problems.* « Proceed. of the R. Soc. of London », ser. B, n. 841, vol. 125, Aug. 1938.

LASORSA G. — *Statistiche del lavoro.* Bari, 1948.

MIANI CALABRESE D. — *Sulla statistica dei conflitti del lavoro.* « Statistica », A. I, n. 4 e A. II, n. 1.

STATISTICA MATEMATICA

AITKEN A. C. — *Statistical Mathematics.* Fourth Edition. New York, 1945.

ANDERSON O. — *Zum Problem der Wahrscheinlichkeit « a posteriori » in der Statistik,* « Schweizerische Zeitsch. für Volkswirtschaft und Statistik », 83 Jahrg., H. 6, 1947.

ID. — *Zur Frage der Umkehrung des Theorems von Bernoulli. Eine Erwiderung.* Id., 84 Jahrg., H. 2, 1948.

ANDREOLI G. — *Statistica di configurazioni. Ricerche su coppie di variabili casuali in correlazione.* « Rend. della Acc. delle Scienze fis. e matem. della Soc. Reale di Napoli », S. 4ª, vol. XI, 1940-41.

BENTZEL R. e WOLD H. — *On statistical demand analysis from the view point of simultaneous equations.* « Skandinavisk Aktuarietidskrift, 1946.

BIEBER H. — *Ueber die Bestimmung des systematischen Fehlers, den man bei der Schätzung gewisser Funktionen apriorischer Wahrscheinlichkeiten aus empirischen relativen Haüfigkeiten begeht, Mittels einer unendlichen Reiche.* Uppsala 1927.

BLANC-LAPIERRE A. — *Considérations sur l'analyse harmonique des fonctions aléatoires.* Colloque inter. de calcul des prob. et de stat. mathématique.

BRAMBILLA F. — *Statistica matematica.* « Giorn. degli Economisti e Riv. di Stat. », Nov.-Dic. 1938.

BROWN G. W. — *Discriminant Functions.* « The Annals of Mathematical Statistics », vol. XVIII, n. 4, dec. 1947, U. S. A.

COCHRAN W. G. — *The analysis of variance when experimental errors follow the Poisson or binomial laws,* Ibidem, vol. XI, n. 3, Sept. 1940.

ID. — *Sampling Theory when the sampling units are of unequal sizes.* « The Journ. of the Amer. Stat. Assoc. », June 1942, vol. 37.

ID. — *The comparison of different scales of measurement for experimental results.* Id., vol. XIV, n. 3, Sept. 1943.

ID. — *The* χ^2 *correction for continuity.* « Iowa State College Journ. of Science », vol. XVI, n. 4, July 1942.

CRAMER H. — *Mathematical methods of statistics.* Princeton, 1946.

DELAPORTE P. — *Sur une utilisation systématique de la statistique mathématique en analyse factorielle.* Colloque int. de calcul des prob. et de stat. mathématique, Lyon 28 Juin-3 Juill. 1948.

DEMING E. W. — *Opportunities in mathematical statistics, with special reference to sampling and quality control.* « Science, March 5, 1943, vol. 97, n. 2514.

DOOB J. L. — *Application of the theory of martingales.* Colloque inter. de calcul des prob. et de stat. mathém. Lyon, 28 juin-3 juill. 1948.

FERAUD L. — *Les instruments mathématiques de la Statistique. Distribution a densité de probabilité continue avec une note sur les notions de loi et d'hypothèse probabilistes.* Lausanne, Paris, 1946.

HANSEN M. H. e HURWITZ W. N. — *On the theory of sampling from finite populations.* Id., vol. XIV, n. 4, Dec. 1943.

HOTELLING H. — *Experimental determination of the maximum of a function.* Id., vol. XII, n. 1, March 1941.

ID. — *Further points on matrix calculation and simultaneos equations.* Id., vol. XIV, n. 4, Dec. 1943.

ID. — *Note on a matric theorem of A. T. Craig.* Id., vol. XV, n. 4, Dec. 1944.

ID. — *Some improvements in weighting and other experimental techniques.* Id., vol. XV, n. 3, Sept. 1944.

ID. — *Spaces of Statistics and their metrization* « Science », Febr. 10, 1928, vol. LXVII, n. 1728.

ID. a. LESTER R. — *The trasformation of Statistics to simplify their distribution.* Id., vol. IX, n. 2, June 1938.

KENDALL M. G. — *On the Analysis of Oscillatory Time- Series.* « The Journ. of the R. Stat. Soc. », vol. CVIII, Part I-II, 1945.

KRAMER M. — *Frequency surfaces(in two variables each of which is uniformly distributed.* « The Amer. Journ. of Hygiene » vol. 32, n. 2, Sec. A., pp. 45-64, Sept. 1940.

MERLI L. BERRETTA. — *Sulla convergenza in media della formula di interpolazione di Hermite.*

MISES R. (VON). — *On the classification of observation data into distinct groups.* « The Annals of math. Statistics », March 1945.

ID. — *On the correct use of Bayes formula.* Id., June 1942, 1942-43, n. 353.

ID. — *On the foundations of probability and Statistics.* Id., vol. XII, n. 2, June 1941.

ID. — *On the problem of testing hypotheses.* Id., Sept. 1943.

ID. — *On the probabilities in a set of games and the foundation of probability theory.* « Rev. de Ciencias », n. 453, A. XLVII, Lima.

OTTAVIANI M. — *La loi uniforme des grands nombres dans l'esprit de la théorie classique des probabilités ; considérations relatives au concept de nombre normal et aux liens avec la théorie de M. de Mises.* Colloque inter. de Calcul des Probab. et de Stat. mathém. Lyon, 28 Juin-3 Juillet, 1948.

TEPPING B. J. W. M. N., HURWITZ e W. E. DEMING. — *On the efficiency of deep stratification in block sampling.* « The Journ. of the Amer. Stat. Ass. », March 1943, vol. 38.

THOMPSON H. — *Approximate formulae for the percentage points of the incomplete beta function and of the* χ^2 *distribution.*

WALD A. — *Statistical decision functions which minimize the maximum risk.* « Annals of mathematics », vol. 46, n. 2 , Apr. 1945.

WEATHERBURN C. E. — *A first course in mathematical statistics.* Cambridge, 194 .

WILKS S. S. — *Mathematical Statistics.* Princeton-New Jersey, 1946.

WOLD H. — *A synthesis of pure demand analysis.* P. II, (Skandinavisk Aktuarietidskrift 1943-1944, Uppsala.

ID. — *A theorem on regression coefficients obtained from successively extended sets of variables.* Id., 1945.

ID. e BENTZEL R. — *On statistical demand analysis from the viewpoint of simultaneous equations.* Id., 1946, Uppsala.

WOLFENDEN H. — *The fundamental principles of Mathematical Statistics with special reference to the requirements of actuaries and vital statisticians and outline of a course in graduation.* New York, 1942.

ABHANDLUNGEN ZUR MATH. STAT. — *Festgabe zum* 60 *Geburtstag von L. V. Furlan.* Bern, 1946.

INST. OF MATH. STAT. — *Report of a Committee appointed by President A. Wald to assist the civil Service Commission in draw up specification for statisticians,* 16-II-1958.

STATISTICA METODOLOGICA.

ALVAREZ M. G., OREJANA J. A. — *Estadistica. Metodologia. Probabilidades. Estadistica analitica.* Madrid, 1946.

AMATO V. — *Sulla differenza media.* « Statistica », A. VII, n. 1-2, 1947.

ID. — *Generalizzazione della formula di Baily.* « Annali dell'Ist. di Stat. », vol. XXIII, Città di Castello, 1947.

ID. — *Sulla formula di De Moivre-Stirling e sua applicazione al calcolo della probabilità di un dato scarto*, Id. Id.

ID. — *Sulle matrici caratteristiche di taluni metodi di interpolazione statistica.* « Giorn. degli Economisti e Ann. di Economia », Nov.-Dic., 1947.

AROIAN L. A. — *Note on the cumulants of Fisher's distribution*, « Biometrika », 1947.

BACHI R. — *Statistical analysis of data.* « Parasitology », vol. 38, n. 1-2. Jan. 1947, Great Britain.

BLAKE A. — *Criteria for the reality of apparent periodicites and other regularities.* « Publ. du Bur. Centr. Seismolog. International », S. A. Travaux Scientif., Fasc. 16. Confer. de Washington, Sept. 1939 Strasbourg, 1946, Washington, 1948.

BAÑOS OLEGARIO F. — *Tratado de Estadistica.* Cons. Sup. de Investig. cientificas, Madrid, 1945.

BATTARA P. — *Sul concetto di concentrazione.* « Riv. It. di Demografia e Stat. », giug. 1948.

BOAGA G. — *Su talune rappresentazioni grafiche delle rilevazioni statistiche e sulle loro interpretazioni.* « Riv. del Catasto e dei Serv. tec. erariali ». n. s., anno II, n. 2, 1947.

BOLDRINI M. — *Statistica. Teoria e metodi.* Milano, 1942.

ID. — *Ultima replica sulla media aritmetica tipica.* « Riv. It. di Demogr. e Stat. », Giugno 1948.

BONFERRONI C. E. — *Sulle condizioni necessarie e sufficienti affinchè un centro ponderato sia un valore medio* (con nota di C. GINI), Ferrara, 1941.

BOWLEY A., L. WOLD — *Standard Deviation of Gini's mean difference. - On the the mean difference at random samples. - A note on Prof. Bowley's lecture.* «C. R. du Congrès International des Mathematiciens» Oslò, 1936.

BRAMBILLA F. — *Contributo alla teoria delle relazioni statistiche.* « Atti della I Riun. della Soc. It. di Statistica », Pisa, 9 Ott. 1939.

ID. — *Manuale di Statistica.* Univ. Comm. « L. Bocconi », Milano, 1948.

ID. — *La rappresentazione matematica delle serie di frequenza.* Univ. Comm. « L. Bocconi », Ist. di Stat., Milano.

ID. — *Statistica metodologica e calcolo della probabilità* (*A proposito di recenti studi del prof. Bonferroni*). « Giorn. d. Economisti e Riv. di Stat. », Mag. 1938.

ID. — *Teoria statistica della correlazione e della connessione.* « Studi sulla correlazione e sulla connessione », Milano, Univ. « L. Bocconi », Ist. di Stat., 1942.

BURGDÖRFER F. — *Die Statistik in Deutschland nach ihrem heutingen Stand.* B. I, P. I-XXVIII, I, 640; B. II, P. I, XVI, Berlin 1940.

BURKS B. S. — *A statistical method for estimating the distribution of sizes of completed fraternities in a population represented by a random sampling of individuals.* « Journ. of the Amer. Stat. Assoc. », vol. XXVIII, n. 184. Dec. 1933.

BURT C. — *Recent developments of Statistical Method.* « Proceed. of the R. Soc. of London », s. B, n. 841, vol. 125. Aug. 1938.

BUTTERBANGH G. I. — *A bibliography of Statistical Quality control.* Washington, 1946.

CARTER A. H. — *Approximation to percentage points of the distribution.*

COCHRAN W. G. — *The distribution of the largest of a set of estimated variances as a fraction of their total.* « Journal Exp. Station », Ames Jowa, Project n. 514. From « Ann. of Eugenics » vol. 11, P. I, 1941, Cambridge, G. B.

COLETTI F. — *Corso di Statistica.* Univ. di Pavia.

COTTERMANN C. W. — *A Calculus for Statistico-Genetics.* « Abstracts of Doctoral Dissertations », Ohio, U. S. A., 1941.

DAEVES K., BECKEL A. — *Grosszahl. Forschung und Häufigkeits. Analyse ein Leitfaden.* Weinheim e Berlin, 1948.

DARMOIS G. — *L'emploi des observations statistiques. Méthodes d'estimation.* Actualités scientifiques et Industrielles, Paris, 1936.

ID. — *Sur certaines formes de liaisons de probabilité.* Colloque inter. de calcul des prob. et de stat. mathématique, Lyon, 28 Juin-3 Juil. 1948

D'ELIA E. — *Alcuni metodi per la misura delle correlazioni statistiche.* « Riv. Ital. di Demogr. e Stat. », vol. I, n. 2-3, ott. 1947.

DEMING W. E. — *The application of least squares.* « Phil. Magazine », vol. XI, Jan. 1931. — II. *On the application of least squares.* Id., s. 7, vol. XVII, Apr. 1934. — III. — *On the application of least squares. - A new property of least squares.* Id., s. 7ª, vol. XIX, Febr. 1935.

ID. — *A view of the statistical method* « The Accounting Review» vol. XIX, july 1944.

ID. — *On errors in surveys.* « Amer. Sociological Review », vol. IX, n. 4 Aug. 1944.

ID. — *On the significant figures of least squares and correlations.* « Science », vol. 85, n. 210, May 7, 1937.

ID. — *A brief statement on the uses of sampling in census of population, agriculture, public health, and commerce.* United Nations-Sub-Commission of Stat. Sampling, Lake Success, Feb. 1948, New York.

ID. — *Statistical Adjustment of Data.* New York, 1943.

Id. — *On an Application of Statistical Philosophy to Democracy.*

ID. — *Review of : Méthodes statistiques modernes des administrations fédérales aux Etats-Unis,* by Pierre Thionet. (Paris, 1946). « J. Am. State Ass. », April 1948.

ID. — *On a classification of the problems of statistical inference.* « Journ. of the Amer. Stat. Assoc. », June 1942,4vol. 37.

ID. — *On training in sampling.* « The Journ. of the American Stat. Assoc. », vol. 40, June 1945.

ID. — *Some administrative aspects of sampling* (manoscritto).

ID. — *Some principles of the Shewhart methods of quality control.* « Mechanical Engineering », March 1944.

ID. — *Some thoughts on curve fitting and the chi test.* «The Journ. of the Amer. Stat. Assoc. », Sept. 1938, vol. 33.

ID. e FREDERICK F. S. — *On a least squares adjusiment of a sampled frequency table when the expected marginal totals are known.* « The Annals of Math. Stat. », vol XI, n. 4, Dec. 1940.

ID. e GEOFFREY L. — *On sample inspection in the processing of census returns.* « The Journ. of the Amer. Stat. Assoc. », Sept. 1941, vol. 36.

ID., TEPPING B. J. e GEOFFREY L. — *Error in card punching.* Id., vol. 37, Dec. 1942.

Id. e Willard S. — *On the design of a sample for dealer's inventories.* Id., vol. 41, March 1946.

De Vergottini M. — *Sul valore mediale.* « Riv. Ital. di Demogr. e Stat. », giugno 1948.

Divisia M. F. — *Technique et statistique.* « Annales des Ponts et Chaussées », n.os de Nov.-Dec. 1941 et suivants, Paris.

Dodd E. L. — *Lectures on Probability and Statistics.* Austin, 1945.

Dütschler H. — *Eine statistische Verifikation der Bernoullischen Hypothese über die Grenznutzenfunktion des Gelds.* « Schw. Zeitsch. fur Volkswirtschaft und Stat. », 81 Jahrg., H. 2, 1945.

Edwards Allen L. — *Statistical Analysis for Students in Psychology and Education.* New York, 1946.

Eisenhart C., Hastay M. V., Wallis W. A. — *Selected tecniques of statistical Analysis for Scientific and Industrial Research and Production and Management Engineering.* Columbia Univ. - Statistical Research Group. New York-London, 1947.

Farmer E. — *Quantitative methods employed in the study of accident proneness.* « Proceed. of the R. Soc. of London », s. B, n. 841, vol. 125, August 1938.

Ferraris C. F. — *Lezioni di Statistica.* Padova, Università, anno acc. 1906-1907.

Finney D. J. — *Profit Analysis. A statistical Treatment of the Sigmoid Reponse Curve.* Cambridge, 1947.

Fisher R. A. — *Metodi statistici ad uso dei ricercatori.* Torino, 1948.

Fisher R. A. — *Statistical Theory of Estimation* (Calcutta Univ.) Calcutta, 1938.

Frankel Lester R. — *The transformation of Statistics to simplify their distribution.* « Annals of Mathematical Statistics », vol. IX, n. 2, june 1938.

Frechet M. — *Le coefficient de connexion statistique de Gini-Salvemini.* « Mathematica », vol. XXIII, 1947-48, Timisoara.

Id. — *Sur deux relations simples entre le « coefficient » de correlation et le « rapport » de correlation.* Comptes Rendus du deuxième Congr. des math. des pays slaves. Praha, 1934-1935.

Id. — *Sur les précisions comparées de la valeur moyenne et de la valeur médiane.* Id., 1935.

Id. — *Definition of the probable deviation.* « The Annals of Mathem. Stat. », vol. XVIII, n. 2, June 1947.

Id. — *The general relation between the mean and the mode for a discontinous variate.* Id., id.

Id. — *Les espaces abstraits et leur utilité en Statistique théorique et même en Statistique appliquée* « Journ. de la Soc. de Stat. de Paris », n. 11-12, Nov.-Dec. 1947.

Id. — *Fondements des méthodes statistiques d'estimation.* « Portugaliae Mathematica », vol. 5, fasc. 3, 1946.

Freeman H. A., Friedman M., Mosteller F., Wallis W. A. — *Sampling Inspection. Principles, Procedures and Tables for Single, Double, and Sequential Sampling in Acceptance Inspection and quality Control Based on Percent Defective.* Columbia Univ. - Stat. Research Group, New York, 1948.

FURLAN L. V. — *Das Harmoniegesetz der Statistik. Eine Untersuchung über die metrische Interdependenz der sozialen Erscheinungen.* Basel, 1946.

GALVANI L. — *Algunas observaçoes sobre séries estatisticas a duas dimensôes.* « Rev. Brasileira de Estatistica », Rio de Janeiro, 1940.

ID. — *Outras observaçoes sôbre series estatisticas a duas dimensôes.* Id., 1942

ID. — *Ancora sul metodo della popolazione tipo al lume della logica.* « Statistica », Genn-Marzo, 1943, n. 1, A. III, Ferrara, 1943.

ID. — *Insufficienza teorica del metodo della popolazione tipo.* « Atti della V e VI Riun. d. S. I. S. », Roma, 1943-44.

GEPPERT M. P. — *Maximum Likelihood Schätzung und Rückschlussverteilung.* « Zeitsch. fur angew. Math. und Mechanik », B. 28, H. 3, May 1948.

ID. — *Mutungsgrenzen und Mutungswahrscheinlichkeit.* Id., B. 25-27, H. 8/9, Nov.-Dez. 1947.

ID. — *Uber den Vergleich zweier beobachteter Häufigkeiten.* Eingereicht zur Erlangung des Grades eines Dr, Phil. habil. in der Philosophischen Fakultät, II Abteilung der Ludwigs., Univ. Giessen, Leipzig, 1942.

GREENWOOD M. — *The statistical validity of Methods used in Budgetary and Dietary Surveys.* « Proceed. of the Nutr. Society », vol. 3, 1945, Febr. 5th, 1944.

GUERREIRO A. D. — *Manual de Estatistica.* Lisboa, 1947.

GUMBEL E. J. — *Discussion of « Assignement of frequencies to a completely ordered set of sample data »*, by F. F. KIMBALL (Trans. V, 27), 1946.

ID. — *Eine Eigenschaft der Sterbetafel.* « Zeitsch. für angew. Math. und Mechanik », Bd. 4, 1924. Berlin, 1924.

ID. — *Ueber die bei Funktionen von Variabeln auftretende Korrelation.* Id., Bd. 3, H. 5, Berlin, 1923.

ID. — *On the indipendence of the extremes in a sample.* « Annals of Math. Statistics », vol. XVII, n. 1, march 1946.

ID. — *Definition of the probable error.* vol. XIII, n. 1, March 1942.

ID. — *The distribution of the range.* Ibidem, vol. XVIII, n. 3 sept. 1947.

ID. — *Ranges and Midranges.* Ibidem, vol. XV, n. 4, Dec. 1944.

HALPHEN E. — *Quelques remarques sur le problème de l'estimation,* Colloque Inter. du Calcul des prob. et de stat. mathématique, Lyon, 28 Juin-3 Juil. 1948.

ID. — *Un exemple d'application des méthodes statistiques. Le problème de l'equipement électrique français.* « Annuaire Hydrologique de la France », Paris, 1945.

HAYES S. P. jr. — *Diagrams for computing tetrachoric correlation coefficients from percentage differences.* « Psychometrika », vol. II, n. 3, Sept. 1946.

ID. — *Tables of the standard error of tetrachoric correlation coefficient.* « Id., vol. 8, n. 3, Sept. 1943.

HÖFFDING W. — *Maszstabinvariante Korrelationsmasse für diskontinuierliche Verteilungen,* « Arch. für math. Wirtschafts-und Sozialforschung », Bd. VII, H. 2, 1941, Stuttgart e Berlin.

ID. — *Maszstabinvariante Korrelationstheorie.* Schriften des « Mathematischen Instituts und des Instituts für Angew. Math. der Univ. Berlin », Bd. 5, H. 3, 1940.

HOTELLING H. — *The design of experiments,* by R. A. FISHER, Columbia Univ. Edinburgh, 1935.

HUGERSHOFF R. — *Ausgleichsrechnung, Kollektivmasslehre und Korrelationsrechnung im Dienste von Tecnik, Wissenschaft und Wirtschaft,* Berlin, 1940.

JECKLIN H. — *Zur Systematik der statistischen Mittelwerte.* « Zeitsch. für schweizerische Stat. und Volkswirtschaft », 83 Jahrg. H. 4, 1947.

ID. e ZIMMERMANN H. — *Eine praktische Interpolations Formel.* « Mitteil. der Verein. schw. Versicherungsmathematiker », 48 Bd., H. 2, 15 Okt. 1948, Bern.

KAROLY J. — *A korrelacio szamitasa* (*Sur le calcul de la corrélation*). Kozponti Statistikai hivatal, Budapest, 1941.

KINGSTON J. — *A teoria da Induçao estatistica.* Rio de Janeiro, 1945.

KOLLER S. — *Metodi statistici generali per il biologo.* Milano, 1947.

KUMMEL CH. H. — *Reduction of observation equations which contain more than one observed quantity.* « The Analyst », vol. VI, n. 4, July 1879.

LASORSA G. — *Appunti di Statistica. Numeri indici.* Bari, 1945.

ID. — *Appunti di Statistica. Relazioni statistiche.* Bari, 1946.

ID. — *Appunti di Statistica. Calcoli numerici e grafici di più largo impiego nella Statistica.* Bari, 1947.

LAURA E. — *Elementi di Statistica.* Univ. di Padova, 1948.

LIENAU C. C. — *Discrete bivariate distribution in certain problems of statistical order.* « The Amer. Journ. of Hygiene », vol. 33, n. 3, May 1941.

LINDE A. — *Statistische Methoden fur Naturwissenschafter, Mediziner und Ingenieure.* Basel, 1945.

LIVI L. — *Principi di Statistica,* Padova, 1943.

MACCAFERRI E. — *Una osservazione sullo scarto medio di una variabile casuale.* « Statistica », A. VII, n. 1-2, 1947.

MANDEL J. — *Efficient statistical Methods in Chemistry.* « Analytical Edication Industrial and Engineering Chemistry », vol. 17. Apr. 15, 1945.

MAVERICK L. A. — *Time Series Analysis Smoothing by Stages,* San Antonio, Texas 1945.

MISES R. — *On the asymptotic distribution of differentiable statistical functions.* « Annals of Mathematical Statistics », vol. 18, 1947.

ID. — *Probability, Statistics and Truth.* London, 1939.

NIKLAS (VON) e MILLER M. — *Korrelationsrechnung und ihre Anwendung auf Statistik, Versuchswesen, Vererbungslehre Wissenschaft und Technik.*

OTTESAD P. — *A mathematical method for the Study of Growth.* « Essays on Population », Oslo, 1933.

PAGLINO F. — *Ulteriori contributi alla ricerca sperimentale sull'interpolazione di serie statistiche.* « Atti della III Riun. della S. I. S., Roma, Giug.-Lug. 1941.

PARENTI G. — *Estensione di una relazione di Fréchet al coefficiente di correlazione parabolica d'ordine k.* « Giorn. degli Economisti e Annali di Economia », Padova, Mag-Giug. 1941.

ID. — *Su un'estensione del coefficiente di correlazione.* « Statistica », a. I, n. 4, 1941.

ID. — *Sull'errore medio del coefficiente di variabilità relativa.* « Arch. di Antropol. et etnologia », vol. LXXVI, 1946.

PEDRONI F. — *Appunti per la razionale tratteggiatura dei cartogrammi.* « Atti della VI e VII Riunione » della Soc. It. di Stat. 1943.

ID. — *Appunti sulle rappresentazioni statistiche.* Fac. di Scienze Stat., Demogr. ed Attuariali dell'Univ. di Roma. Anno acc. 1945-46.

PIETRA G. — *Intorno alla misura della connessione e della concordanza.* « Statistica », a. II, n. 1, genn.-marzo 1942.

ID. — *Studi di Statistica metodologica.* Milano, 1948.

PIZZETTI E. — *Sensibilità degli indici di concentrazione.* « Giorn. degli Economisti » Padova, gen.-feb. 1948.

PLUMMER H. C. — *Probability and Frequency.* London, 1940.

POMPILJ G. — *Sulla media di una distribuzione normale.* « Statistica », A. VII, n. 1-2, 1947.

ID. — *Sulla media geometrica e sopra un indice di mutabilità calcolati mediante un campione.* Soc. It. delle Scienze detta dei XL, « Memorie », serie III, vol. XXVI, Roma, 1947.

ID. — *Teorie statistiche della significatività e conformità dei risultati sperimentali agli schemi teorici.* « Statistica », a. VIII, fasc. I, 1948.

RESTA P. — *Scarto quadratico medio e valori potiori.* « Riv. It. di Dem. e Stat. », A. II, nn. 1-2, giu. 1948.

RICHARDSON C. H. — *An introduction to Statistical Analysis.* New York, 1944.

ROMANOVSKY V. — *The Theory of Probabilities and Statistics.* (In the light of the recent works of West European Scientists).

ID. — *The Theory of statistical Constants* (according to certain works of R. A. Fisher), (manos.).

RUIZ ALMANSA J. — *Tecnica y tecnologia en Estadistica.* Madrid, 1944.

SALVEMINI T. — *Di uno scarto trigonometrico medio, nel caso delle serie cicliche.* « Atti del II Congr. Un. Matem. Ital. », Bologna, 4-6 aprile 1940.

ID. — *Gli indici semplici di omofilia e di correlazione tra classi di valori equispaziati.* « Atti della III Riun. della S. I. S. », Roma, 1941.

ID. — *Ricerca sperimentale sull'interpolazione grafica di istogrammi.* « Metron », vol. XI, n. 4, 15 mag. 1934

ID. — *Sugli indici di omofilia.* « Atti della I Riun. della S. I. S. », Pisa, 1939.

ID. — *Sulla rappresentazione conforme delle aree piane pluriconnesse su una superficie di Riemann di genere zero in cui siano eseguiti dei tagli paralleli.* Pisa, 1930.

ID. — *Sullo scarto trigonometrico medio.* « Atti della Riun. delle S. I. S. », Roma 1942.

ID. — *Una formula relativa al calcolo combinatorio.* « Boll. Un. Mat. It. », A. XII, n. 1, Febb. 1933.

Schelling H. — II. *Die Bedeutung der statistischen Methodik fur die Biologie.* « Ergebnisse der Hygiene Bakteriologie Immunitätsforschung und experimentellen Therapie », Bd. XXIV, Berlin 1941.

Id. — *Gesetz und Zufall,* « Das Reich », n. 4, Berlin, 25 Jan. 1942.

Schorer E. — *Zur Frage der Korrelation.* « Zeitsch. für schw. Stat. und Volkswirtschaft », 77 Jahrg., H. 3, 1941, Fribourg.

Schorer H. — *Statistik. Grundlegung und Einführung in die statistische Methode,* Bern, 1946.

Schorling R., Clark J. R., Lankford F. G. — *Statistics. Collecting, Organizing, and Interpreting Data.* New York, Yonkers-on-Hudson, 1943.

Schwarz A. — *Statistik durch Anschauung.* Zurich, 1945.

Simaika J. B. — *On an optimum property of two important statistical tests.* « Biometrika », vol. XXXII, Part. I, Jan. 1941.

Smith E. S. — *Control Charts. An introduction to statistical quality control.* New York, 1947.

Snedecor G. W. — *Statistical Methods applied to experiments in Agriculture and Biology,* Ames Iowa, 1946.

Snedecor G. W. e Brown G. W. — *Curve fitting : an art or a science ?* « Iowa State College Journ. of Science », vol. 21, n. 3, Apr. 1947.

Id., e Haber E. S. — *Statistical methods for an incomplete experiment on a perennial crop,* « Biometrics Bull. », vol. 2, n. 4, Aug. 1946.

Id e Cox G. M. — *Analysis of covariance of yield and timeto first silks in maize.* « Journ. of Agric. Res. », vol. 54, n. 6, Washington, March 15, 1937.

Stepanoff V. — *Apparate zum Darstellen von veranderlichen Diagrammen.* « Schutzrechte in allen Kulturstaaten angemeldet », Berlin, 1928.

Stephan F. — *On a least squares adjustment of a sampled frequency table when ihe expecled marginal totals are known,* « Annales of Math. Stat. », 1940.

Stevens W. L. — *Teoria matematica de algunas distribuçoes usadas em estatistica.* Coimbra 1942.

Teatini U. — *Contributo alla teoria delle medie di serie cicliche.* « Statistica », 1945-46.

Thurstone L. L. — *Multiple Factor Analysis. A development and expansion of the Vectors of Mind.* Chicago 1947.

Id. — *The Fundamentals of Statistics.* New York, 1925.

Tippett L. H. C. — *Statistics.* London, 1943.

Tonini D. — *Sulla applicazione dei metodi statistici all'idrologia.* « L'acqua », fasc. 6, 1941, Roma.

Id. — *Elementi per l'elaborazione statistica dei dati caratteristici dei corsi d'acqua con particolare riferimento agli eventi rari.* « L'energia elettrica », fasc. III-IV-V, vol. XVI, 1939, Milano, 1939.

Treloar A. E. — *Correlation Analysis.* Minneapolis, 1942.

Id. — *Elements of statistical reasoning.* New York, 1939.

Id. — *Random Sampling Distributions.* Minneapolis, 1946.

Vianelli S. — *Lineamenti di metodologia statistica per l'analisi economica delle serie storiche,* vol. I, Bologna, 1946.

WAERDEN B. L. — *Vertrauensgrenzen für unbekannte Wahrscheinlichkeiten.* « Akademie der Wissenschaft zu Leipzig » XCI Band, Leipzig, 1939.

WAHLUND S. — *A new method of determining correlation from tetrachoric groupings.* Uppsala 1935.

WALSH C. M. — *The problem of estimation. A seventeenth-century controversy and its bearing on modern statistical questions, especially index-numbers.* London, 1921.

WESTMAN A. E. R. — *An extension course in statistical quality control.* « Manufacting and Industrial Engineering ».

WHARTON A. S. — *Quality through Statistics.* London, 1945.

WINKLER W. — *Von statistischen Durchschnitten im allgemeinen, Preisdurchschnitten im besonderen,* « Deutsches Stat. Zentralblatt », n. 5-6, Jahrg. 18, Mai-Juni 1926.

YULE G. U., KENDALL M. G. — *Introduçao à teoria da Estadistica.* Rio de Janeiro, Inst. Brasileiro de Geogr. e Estatistica, 1948.

YUCEULUG R. — *Degisme Indeksleri* (*Indici di variabilità*). Ankara, 1947. (T. C. Basbakanlik Istatistik Genel Müdürlügü).

ID. — *Istatistikte Euter polasyon Usulleri* (*I metodi d'interpolazione nella statistica*), Basvekalet Istatistik Umum Müdürlügü, Ankara 1942.

ID. — *Toplanma. Toplanma Orani. Toplanma Indeksleri* (*Concentrazione. Il rapporto di concentrazione. Indici di concentrazione*). T. C. Barbakanlik Istatistik Genel Müdürlügü, Ankara, 1947.

ZOPFY F. — *Die Methode der representativen Bearbeitung der Volks und Berufszahlung.* « Bayern in Zahlene », Sept. 1947, 1 Jah. H. 9, München.

ASSOC. FRANÇAISE DE NORMALISATION. — *Terminologie de la Statistique. Terminologie du calcul des probabilités.* Paris.

STATISTICA MILITARE

VELARDE C. A. — *Proyecto de Reglamento de Estadistica Militar.* Lima, 1940.

STATISTICA MUNICIPALE

BRUUN O. — *Die Städtestatistik in Finland.* « La Statistique municipale en certains pays d'Europe », Série de Monographies, I, Budapest, 1941.

BULMERINCQ R. — *Die Städtestatistik in Lettland.* Id.

GIUSTI U. — *La statistique municipale en Italie.* Id.

HUBER M. — *La statistique municipale en France.* Id.

JENNY O. H. — *Die Städtestatistik in der Schweiz.* Id.

LESOIR E. — *La statistique municipale en Belgique.* Id.

METHORST H. W. — *The international Institute of Statistics and Municipal Statistics.* Id.

MORGENROTH W. — *Organisation und Aufgaben der Gemeindestatistik in Deutschland.* Id.

STATISTICA SANITARIA

Bachi R. — *Tuberculosis, child mortality.* Jerusalem 1943.

Barbensi G. — *La statistica in clinica.* Firenze, 1947.

Caranti E. e L'Eltore G. — *Contributo alla conoscenza della mortalità tubercolare nei primi anni di vita in Italia.* « Lotta contro la tubercolosi », A. XVI, n. 4, 1946, Roma.

Carlinfanti E. e Molina L. — *La vaccinazione antidifterica. Studio statistico. Risultati in Prov. di Pavia,* Milano 1942.

Collins Selwin D. — *Duration of Illness from Specific Diseases Among* 9000 *Families Based on Nation Wide Periodic Canvasses,* 1928-31. « Public Health Rep. » Vol. 55, n. 20, May 17, 1940. Washington, 1940.

Gentile G. e Gaeta A. P. — *Considerazioni sul primo censimento dei tubercolosi assistiti dall'I. N. F. P. S..* « Difesa Sociale », n. 11/12, 1940.

Giannelli G. — *Sulla mortalità per malattie delle arterie coronarie ed angina pectoris.* « Le forze sanitarie », Fasc. 19.

Greenwood M. a. Russell W. T. — *Bright's disease, nephritis and arterio-sclerosis : A contribution to the history of Medical Statistics.* « Biometrika », vol. XXIX, P. III e IV, Febr. 1938, Univ. College, London.

Id, Martin W. J., Russell W. T. — *Deaths by violence* 1837-1937. « Journ. of the R. Stat. Soc. », vol. CIV, Part II, 1941.

Id. — e Teleky A. — *Medical graduation at Cambridge. A statistical note.* « The Lancet », Jan. 17, 1942.

Id. e Lewis-Faning E. — *Normal death-rate of the Navy.* « The Lancet », Oct. 28, 1944.

Id., Id. — *A statistical contribution to the history of examinations of medical students.* « The Lancet », July 31st 1937.

L'Eltore G. — *L'Endemia tubercolare in Europa.* Congr. antitub. del dopo-guerra (Relaz.), 14-16 Giu. 1945, Roma.

Medani P. — *La mortalità dei ricoverati nel gerocomio di Trieste.* « Giornale degli Economisti e Ann. di Economia », 1942.

Mikic F. — *Il movimento stagionale di alcune malattie.* « Lijecnicki vjesnik », A. 61, n. 12, 1939 e in « Naucni Radovi », 21-36.

Id., Svarc Z. — *The infant mortality in Zagreb,* Zagreb 1936.

Id. id. — *La mortalità infantile in Zagabria.* « Naucni Radovi », I-19.

Id. Salamun B. — *Mortalità infantile nella provincia di Ptuj* (in sloveno) « Zdravniskega vestnica », n. 2, A. XIII.

Id. — *La probabilità della prima mestruazione* (in croato). « Socijalno medicinski pregled », XII, 1940 e « Naucni Radovi », 21-36.

Roesle E. — *Die Gesundheitsstatistik Lettlands.* « Deutschen Medizinischen Wochenschrift », n. 18, 1925, Leipzig 1925.

Id. — *Die Gesundheitsstatistik Schwedens.* « Deutschen Medizinischen Wochenschrift », 1925, Leipziy, 1925.

Russel W. T. — *The Epidemiology of Diphtheria during the last forty years.* Id. id. 1943.

Sanz Varquez G. e Tomarit Torres J. — *El metodo estadistico en biologia.* Madrid 1942.

Spiegelman M. e Marks H. H. — *Age and Sex Variations in the Prevalence and outset of Diabetes Mellitus.* « Amer. Journ. of Public Health Assoc. », New York.

Tietze C. — *A note on the incidence of mental disease in the State of New York.* « The Amer. Journ. of Psychiatry », vol. 100, n. 3. Nov. 1943.

The Committee on Hospital Morbidity Statistics. — *A provisional Classification of diseases and injuries for use in compiling morbidity Statistics.* « Medical Research Council », London 1944.

Norges Offisielle Statistik X. 21. — *Rapport sur l'état sanitaire et medical pour l'année* 1939. Oslo 1941.

Id. Offisielle Statistik X. 8. — *Service vétérinaire civil* 1939. Oslo, 1941.

Pio Ist. di S. Spirito ed Osp. Riuniti di Roma. — *Statistica sanitaria.* A. 1941, Roma, 1942.

Soc. des Nations. — *Rapport epidémiologique annuel. Statistiques corrigées des maladies à déclaration obligatorie pour l'année* 1938. (Section d'hygiène 1941, III, I, Genève, 1941).

STATISTICA SOCIALE

Amato V. — *Alfabetismo ed analfabetismo in Italia.* « Riv. It. di Dem. e Stat. », giu. 1948.

Bene L. — *Lebensmittel. Marktforschungs- Arbeiten in Budapest.* « Journ. der Ungar. Stat. Gesellschaft », n. 3-4 1941, Budapest, 1942.

Bernstein F. — *Ueber eine Methode, die soziologische und bevölkerungstatistische Gliederung von Abstimmungen bei geheimem Wahlverfahren statistisch zu ermitteln.* « Allg. Stat. Archiv. », 22 Bd., Jena 1932.

Castellani M. — *Statistiche sindacali.* Roma, 1941.

Daric J. — *L'activité professionnelle des femmes en France. Etude statistique : évolution, comparaisons internationales.* « Inst. Nat. d'études démographiques », Paris, 1947.

De Polzer A. — *L'anagrafe della popolazione studentesca Padovana.* Accademia di Padova, 1942.

Garcia Tellez I. — *Memoria de Labores. Sept. de* 1940, *agosto de* 1941. Mexico, Secretaria del Trabajo y Prevision Social 1941.

Graewe H. — *Zwillinge und Schule.* Erfurt 1938.

Gruhle H. W. — *Selbstmord.* Leipzig 1940.

Hoz V. G. — *Formulario y tablas de Estadistica aplicada a la Pedagogia.* « Cons. Sup. de Invest. Cient », Serie A., n. IV, Madrid 1944.

Kossoris M. D. — *Manual on Industrial Injury Statistics.* U. S., 1940.

Lehmann G. — *Untersuchungen über die koerperliche Entwicklung im Lehrlingsalter.* « Reichsarbeitsblatt », Jah. 21, n. 17. Berlin 1941.

Lundber O. — *On Random Processes and their application to Sickness and Accident Statistics.* Uppsala, 1940.

Mazzilli B. — *L'omogamia professionale. Contributo allo studio statistico della scelta matrimoniale.* Bari, 1941.

Miani Calabrese D. — *I principali risultati ottenuti in Italia, negli ultimi anni, nel campo delle applicazioni della Statistica alle scienze biologiche e sociali.* « Soc. It. per il Progresso delle Scienze », Roma, 1938.

Mitze W. — *Die strukturtypologische Gliederung einer westdeutschen Grossstadt.* Leipzig, 1941.

PAGLINO F. — *Ist. Naz. delle Assic. Ufficio Statistico e studi tecnici.* « Statistica », fasc. 3, anno I, 1941.

PENROSE L. S. — *A note on the statistical relationship between mental deficiency and crime in the U. S.*, « Amer. Journ. of Mental deficiency », vol. XLVII, n. 4, april 1943.

RAGER F. — *Aufbau und Entwicklung der Grossstadtbevölkerung.* Leipzig 1938.

ROSENQUIST C. M. e BROWDER W. G. — *Family Mobility in Houston, Texas* 1922-1938. The University of Texas, Publication n. 4224, June 22, 1942, Austin, Texas, 1942.

RUMPF-BOEHRINGER. — *Bauerndorf am Grossstadtrand.* Stuttgart u. Berlin.

SCHUSTER E. — *Die neuen Grundlagen der weltwirtschaftlichen Zusammen arbeit.* « Weltwirtschaftliches Archiv », 53 Bd. H. 2, Marz 1941, Jena 1941.

STIX REGINE K. — *The place of fertility control in public health.* « Amer. Journ. of Public Health », vol. 36 n. 3. March 1946. The Amer. Public Health Assoc., New York.

TIETZE C. — *Life tables for social classes in England,* da « The Milbank Memorial Fund Quarterly », vol. XXI, n. 2, april 1943.

TITMUSS R. M. — *The Statistics of Parenthood.* « Rebuilding Family Life in the Post-War World », p. 7.

WULKER H. — *Bauerntum am Rande der Grosstadt.* Bd. I, « Bauerliche Lebensgemeinschaft Schriftenreihe des Forschungsdienstes ». Leipzig, 1940.

LABOR FORCE DEFINITION AND MEASUREMENT. — *Recent Experience in the U. S.* New York.

RURAL YOUTH IN NORTH CAROLINA. — *A study of three selected areas.* June 1939. Bull. n. 324, Agric. Exp. Station of the N. C. State College of Agriculture and Engineering and N. C. Dep. of Agric. State College Station, Raleigh.

SELECTION FROM THE ENCYCLOPAEDIA OF THE SOCIAL SCIENCES. New York, 1947.

WIRTSCHAFTS UND SOZIALBERICHTE. nn. 1-2, 3-4, 5-6-7, 10-11-12, Berlino 1942.

SOCIETY OF IRELAND. — *The Statistical and Social Inquiry.* Centenary volume (1847-1947) with a history of the Society by R. D. Collison Black and indexes to the transactions of the Society. Dublin, 1947.

STATISTICA : STORIA

YUCEULUG R. — *The organisation and short history of the Turkish Statistics.*

STATISTICA : VARIE

BENINI R. — *Le interpolazioni della Cantica dell'Inferno alla luce della Statistica.* « Riv. Ital. di Demogr. e Stat. », A. I, n. 1-2, apr. 1948.

CAMERA DI COMM. IND. E AGRICOLTURA DI FIRENZE - SERV. DI STAT. REGIONALE. — *Annuario statistico toscano, Anno* 1947. Firenze.

CONSORZIO ITAL. PER L'ASSIC. VITA DEI RISCHI TARATI. — *Codice della scheda meccanica per indagini statistiche.* Roma, 1934.

ENTE ITAL. PER IL DIR. DI AUTORE. — *Lo spettacolo in Italia.* A. 1942, Roma.

Soc. Ital. d. Autori ed Editori - Roma. — *Lo spettacolo in Italia.* A. 1940, 1941.

Univ. Cattolica del S. Cuore - Milano. — *Statistiche letterarie ed altri saggi.* Contributi del Laboratorio di statistica, Milano, 1948.

Univ. di Roma. — *Ricerche di statistica storica sulla popolazione studentesca delle Università italiane.* Roma, Ist. di Stat.

STORIA

Bessero Belti R. — *Verso la « Romanità autentica ».* Da « Rassegna Nazionale », Roma, s. d.

Burn A. R. — *Alexander the Great and the Hellenistic Empire.* London, 1947.

Burnham R. E. — *Who are the Finns ? A Study in Prehistory.* London, 1946.

Carcopino G. — *La vita quotidiana a Roma all'apogeo dell'Impero.* Bari, 1942.

Cardinali G. — *Le cause della formazione dell'Impero Romano.* R. Acc. Naz. dei Lincei, « Problemi e Discussioni », Fasc. I, Roma, 1937.

Id. — *Elementi latini ed elementi iberici nella formazione della Spagna Romana.* « Romana », A. V, n. 11, Nov. 1941, Firenze.

Cessi R. — *La capitolazione di Venezia del 22 marzo 1848.* - « Celebrazione centenaria del 1848-49 », Ist. Veneto di Sc. L. ed A., Venezia 1948.

Childe G. V. — *History.* London 1947.

Id. — *What happened in history.* New York, 1946.

Ciasca R. — *Genova nella « relazione » d'un inviato francese alla vigilia del bombardamento del* 1684. « Atti della Soc. di Sc. e Lettere di Genova », vol. II, fasc. II.

Id. — *L'opera d'italianità di Casa Savoia in Sardegna avanti il Bogino.* « Rassegna storica del Risorgimento », A. XXII, fasc. I, Roma, 1935.

Id. — *Trattative per l'assetto dell'Italia settentrionale nel* 1798. Id., fasc. II.

Id. — *Relazioni diplomatiche fra la Repubblica Ligure e la Cisalpina nel* 1797/1798. « Miscellanea Storica », vol. LXIV degli « Atti della Soc. Ligure di Storia Patria », Genova, 1935.

Cipriani L. — *Creta e l'origine mediterranea della civiltà.* Firenze, 1943.

Coniglio G. — *Documenti vaticani di storia napoletana.* Napoli, 1944.

Cossio y Soto J. — *Apuntes para un diccionario de historia y geografia del distrito de Tulancingo.* Soc. Mexicana de Geogr. y Estat., Mexico, 1946.

De Castro E., Almeida V. — *Itineraire Historique du Portugal.* 1939.

De Murna (fra) Martin O. de M. — *Historia del origen y genealogia real de los Reyes Incas del Perù.* Madrid, 1946.

De Stefano A. — *Civiltà medievale.* Palermo 1941.

Di Tucci R. — *Documenti inediti sulla spedizione e sulla mahona dei Genovesi a Ceuta.* « Miscellanea Storica », vol. LXIV degli « Atti della Soc. Ligure di Storia Patria », Genova, 1935.

Fraccaro P. — *Livio e Roma.* Pavia, 1942.

GAMBRA CIUDAD R. — *La interpretacion materialista de la historia. - Una investigacion social-historica a la luz de la filosofia actual.* Madrid, Inst. Balmes de Sociologia, 1946.

GONZALEZ PALENCIA A. — *Moros y Cristianos en Espana Medieval. - Estudios historico-literarios.* Tercera serie, Consejo Sup. de Investig. Cientificas, Madrid, 1945.

GOODRICH L. C. — *A Short History of the Chinese People.* New York-London, 1943.

GOTTSCHALK L., KLUCKHORN C., ANGELL R. — *The use of personal documents in history, anthropology and sociology.* Bull. 53, 1945, New York, 1947.

GUIZOT F. — *Storia della Civiltà Europea.* Roma, S. a.

BERLIN H., KIRCHHOFF R., RENDON S. — *Anales de Quauchtinchan,* Historia tolteca-chichimeca. Fuentes para la historia de Mexico, Coleccion publicada bajo la direccion de S. Toscano. I, Mexico, 1947.

JENKINS S. — *Our Far Eastern Record : the War Years,* vol. III, Amer. Council Inst. of Pacific Relations, New York-San Francisco-Honolulu, 1946.

JONA C. — *Genova e Rodi agli albori del Rinascimento.* « Miscellanea Storica », vol. LXIV degli « Atti della Soc. Ligure di Storia Patria », Genova, 1935.

MARKUS S. — *I Sardi del Risorgimento e l'Ungheria.* « Studi Sardi », A. VIII, Sassari, 1948.

PALMAROCCHI R. — *Il regno di Vittorio Amedeo II in Sardegna.* « Rassegna storica del Risorgimento », A. XXII, fasc. I, Roma, 1935.

PANDIANI E. — *Il primo comando in mare di Andrea Doria.* « Miscellanea Storica », vol. LXIV degli « Atti della Soc. Ligure di Storia Patria », Genova, 1935.

PERALI P. — *I Fasti (Genn. Febbr. Mar.) Era di Roma 2.696,* Roma, 1943.

ID. — *Le origini della civiltà nel Mediterraneo.* « Rassegna Nazionale », XII, 1936 e I, 1937, Roma.

POMMERA M., COQUET M., LAURAT L., MICHAND R. — *Grandeur et déclin de la France à l'époque contemporaine.* Paris, S. a.

PRAWDIN M. — *Il retaggio di Genghiz-Khan.* Firenze, 1940.

RADET G. — *Alessandro il Grande.* Torino, 1944.

RODRIGUEZ C. V. — *Primeros anos de dominacion espanola en la Luisiana.* (Madrid - Cons. Sup. de Investig. Cientificas - Inst. Gonzalo Fernandez de Oviedo), Madrid, 1942.

RUGARLI S. — *Le civiltà.* Milano, 1942.

SMITH C. H. — *The Story of the Mennonites.* Berne, Indiana, 1945.

SHEPHERD R. H. W., a. PAVER G. B. — *African Contrast - The story of a South African people.* Cape Town, 1947.

TANCREDI G. — *Il Gargano nel Risorgimento (Anno 1799).* Torremaggiore, 1942.

TOYNBEE A. J. — *A Study of History.* (Abridgment of volumes I - VI by D. C. Somervell), New York, 1947.

TRONI A. — *Storia del Giappone.* Firenze, 1942.

VALENSIN G. — *Diari di Dame di Corte dell'antico Giappone.* Torino, 1946.

VARÈ D. — *The last of the Empresses and the passing from the Old China to the New.* London, 1947.

SOCIETÁ STORICA UNGHERESE. — *Transilvania.* 1940.

STORIA DELL'ARTE

FORATTI A. — *La scuola del nudo in Bologna dalle origini ai nostri giorni* « Atti e Mem. della R. Acc. Clementina ». III, 1941, Bologna, 1941.

PORTOGALLO. — *L'art populaire au Portugal.*

STORIA ECONOMICA

CARANO-DONVITO G. — *I fattori economici della rivoluzione inglese* 1648-1688. « Annali della Fac. di Econ. e Comm. della R. Univ. di Bari ». N. S., vol. VI, A. 1945.

TOPOGRAFIA

VARDENGA T. — *Lezioni di topografia,* vol. I: *Note agli strumenti topografici*; vol. II: *Note di topografia operativa.* Torino, 1940.

TURISMO

FEDERAZIONE ITALIANA PUBBLICI ESERCIZI. — *Il turismo nella politica degli scambi internazionali — Importanza dei pubblici esercizi nel settore turistico.* Conv. di Pol. degli scambi internaz., Roma, 3-7 marzo 1948.

HANZIKER W. — *Un siècle de tourisme en Suisse* (1848-1948), Berne, 1947.

ZANETTI S. — *Il movimento turistico nelle stazioni balneari della Venezia Giulia.* Trieste, 1933.

FEDER. ITAL. PUBB. ESERCIZI. — *Il turismo nella politica degli scambi internazionali - Importanza dei pubblici esercizi nel settore turistico.* Conv. di Pol. degli Scambi internaz. », Roma, 3-7 marzo 1948.

VIAGGI

R. ACC. D'ITALIA. — *Viaggi di studio promossi dalla fondazione Volta.* vol. V, Roma, 1939.

BACCHI DELLA LEGA A., P. B. BAGATTI O. F. M. — *Fra Niccolò da Poggibonsi. - Libro d'oltremare* (1346-1350). VI centenario. « Studium Biblicum Franciscarum », n. 2, Gerusalemme, 1945.

CATTANEO C. — *India-Messico-Cina.* Milano, 1942.

VIAGGI: AFRICA

AROCA A. — *Uau el Chebir, l'oasi della redenzione.* Roma, Ministero dell'A. I.

BRUNELLI G., CANNICI G., ed altri. — *Esplorazione dei laghi della Fossa Galla,* 2 voll. Roma, Min. dell'A. I.

DEL GRANDE N. — 50.000 *km. nel cuore dell'Africa.* Milano, 1940.

FABIETTI A. — *Gustavo Bianchi nella terra dei Galla e nella Dancalia infocata.* Torino, 1940.

VIAGGI : AMERICA

HENDRICHS PEREZ P. S. — *Por tierras ignotas - Viajes y observaciones en la region del Rio de los Balsas.* Mexico, 1945.

MAUROIS A. — *En Amérique.* 1933.

RUSH W. M. — *Wild Animals of the Rockies - Adventures of a Forest Ranger.* New York, 1939-42.

VIAGGI : ASIA

APPELIUS M. — *Al di là della Grande Muraglia.* Milano, 1940.

ID. — *Asia tragica ed immensa.* Milano, 1940.

CORREA G., DE GOES D., DE BARROS J., DE RESENDE G. — *Chroniques. La découverte de l'Inde par Vasco de Gama.* Bruxelles.

DELLA VALLE P. — *Viaggio in levante.* Firenze, 1942.

MACARTNEY. — *Voyage dans l'interieur de la Chine et en Tartarie.* Paris, 1904.

MEULEN van der D. — *Aden to the Hadhramout - A Journey in South Arabia.* London, 1947.

VIAGGI : EUROPA

ALGAROTTI F. — *Viaggi in Russia.* Torino, 1942.

STRONG E. — *Viaggio attraverso le strade della Britannia Romana.* Roma, Ist. di Studi Romani, 1938.

ZOOLOGIA

ALICATA J. E. — *The control of liver fluke of cattle in Hawaii.* Honolulu, Univ. of Hawaii, 1946.

BALDI E., CAVALLI L. L., PIROCCHI L. — *Ulteriori ricerche sulla distribuzione spaziale del « Mesoplancton Pelagico » in un grande lago oligotrofo.* « Mem. dell'Ist. It. di Idrobiol. », vol. III, Milano, 1947.

BEADNELL C. M. — *Nature's own Zoo.* London, 1948.

CONCI V. — *Introduzione allo studio del lago delle Marmotte.* (Val Venezia Cevedale). « Mem. dell'Ist. It. di Idrobiol. dott. M. de Marchi », vol. I : Atti del Conv. di Idrobiol. e Limnologia di Milano, Apr. 1942.

FORD E. B., FISHER R. A. a. HUXLEY J. — *Taste-testing the Anthropoid Apes.* « Nature », vol. 144, Oct. 28, 1939.

GRISWOLD G. H. — *Studies on the biology of four common carpet beetles.* P. I e II, Ithaca-New York.

GUNTER G., WILLIAMS R. H., SMITH F. G. W. — *Catastrophic Mass Mortality of Marine Animals and Coincident Phytoplankton Bloom on the West Coast of Florida, Nov.* 1946 *to Aug.* 1947. Contrib. n. 14 from the Marine Laboratory Univ. of Miami, Coral Gables - Florida.

JACKSON C. H. N. — *The Analysis of a Tsetse - Fly Population.* « Annals of Eugenics » vol. 10, P. 4, 1940 e vol. 12, P. 3, 1944, Cambridge, Great Britain.

Jucci C. — *I risultati conseguiti in Italia durante l'anno XIII E. F., nel campo della Zoologia sperimentale e Genetica animale.* Roma, S. I., P. S., 1936.

Mer G., Birnbaum D., Aioub A. — *The Attraction of Mosquitoes by Human Beings.* « Parasitology », vol. 38, n. 1-2, Jan. 1947, G. B.

Monroy A., Montalenti G. — *Variations of the submicroscopic structure of the cortical layer of fertilized and parthenogenetic sea urchin eggs.* « Biological Bull. », vol. 92, n. 2, Apr. 1947, U. S. A.

Id. — *Cyclic Variations of the submicroscopic structure of the cortical layer of fertilized and parthenogenetic sea urchin eggs.* « Nature », vol. 158, Aug. 17, 1946.

Montalenti G. e Shartau O. — *Ricerche sulle reazioni della fecondazione e sulla presenza dei gamoni nella lampreda.* (Lampreda fluviatilis L.), « Pubbl. della Staz. Zoologica di Napoli », vol. XIX, fasc. 1, 1941.

Id. Id. — *Le sostanze (gamoni) che intervengono nella fecondazione dello uovo di lampreda.* « Boll. della Soc. It. di Biol. Sperimentale », vol. XVI, fasc. 8, 1941.

Id. — *Vicende della Stazione Zoologica negli anni di guerra.* Notiz. della Staz. Zoologica, « Pubbl. della Staz. Zoologica di Napoli », vol. XX, fasc. 1, 1946.

Id. — *Studi sull'ermafroditismo dei Cimotoidi - I Emetha Audouinii (M. Edw.) e Anilocra physodes (L.).* Id., vol. XVIII, fasc. 3, 1941.

Pirocchi L. — *Diaptomidi d'alta montagna - III. Il Diaptomide di Peirafica* (Alpi Marittime), « Mem. dell'Ist. It. di Idrobiologia ». Milano, vol. III, 1947.

Id. — *Struttura e vicenda delle biocenosi mesoplanctiche del Lago Maggiore.* Id., id.

Id. — *Isolamento ecologico e differenziazione di popolazioni di « Megacyclops viridis jar. » nel lago Maggiore.* Id., id.

Id. — *Endemotipi di copepodi e cladoceri in piccole acque del Carso.* Id., vol. I : Atti del Conv. di Idrobiol. e Limnologia di Milano, Apr. 1942.

Ramazzotti G. — *Gli idracnidi del bacino delle Isole Borromee (Lago Maggiore).* « Mem. dell'Ist. It. di idrobiol. », Milano, vol. III, 1947.

Smart J. — « *Drosophila Subobscura Collin* », *Descriptive notes on the species with comments on its nomenclatoral status (diptera).* « Proceed. of the R. Entomological Soc. of London », s. B., Taxonomy, vol. 14, P. 3-4, Apr. 27th, 1945.

Stone M. W. — *Life History of the Wireworm « Melanotus Longulus » (Lec.) in Southern California.* Technical Bull. n. 858, Jan. 1944, Washington, 1944.

Tonolli V. — *Differenziamento microgeografico in popolazioni planctiche d'alta montagna.* « Mem. dell'Ist. It. di Idrobiologia », Milano, vol. III, 1947.

Whitehouse H. L. K. — *Symmetrical and Asymmetrical Post redaction in Ascomycetes.* « Nature », vol. 154, Dec. 2, 1944.

Inst. nat. zootecnique de Roumanie. *Annales.* Tome II, 1933; Tome III, 1934 ; Tome IV, 1935 ; Tome V, 1936 ; Tome VI, 1937 ; Tome VII, 1938 ; Tome VIII, 1941.

Ist. ital. di idrobiol. Dr. Marco de Marchi. — *Memorie*, vol. II,

MISCELLANEA

ALMANSA R. J. — *Pasado, presente y porvenir de la Estadistica espanola.* « Bol. d Estadistica », n. 21, Madrid.

AMREICH A. J., BREITNER B., CHIARI von H., DENK W., ecc. — *Das Altern und Seine Beschwerden. Vorträge gehalten auf dem von der Wiener Akademie für arztliche Fortbildung veranstalteten 68 internationalen Fortbildungskurs in Bad Gastein am 18 und 19 Sept.* 1941, Wien, 1942.

ANGELINI ROTA A. — *La disciplina delle requisizioni di alloggi.* Roma, 1946.

ANNONI A. — *L'edificio sforzesco dell'Ospedale Maggiore di Milano e la sua rinascita.* « Mem. del R. Ist. Lomb. di S. e L. » vol. XXV-XVI, serie III, Fasc. I, Milano, 1940.

BACHI R. — *L'evoluzione demografica dell'ebraismo italiano dal 700 ad oggi.* (dattiloscritto).

ID. — *I brefotrofi Italiani* (dattiloscritto).

BARBENSI G. — *La statistica in clinica.* Firenze, 1947.

BARKMANN E. — *Toercha - Eine volksdeutsche Siedlung in der Jugoslawischen Batscka* (heft. 3), Berlin, 1942.

BOCCASSINO R. — *Lehrbuch der Völkerkunde.* (Recensione). « Ann. Lateran. », vol. II, 1938.

BURCH G. I. — *More People, Less Food.* « The Land », vol. V, n. 3, Autumn 1946.

BURKS B. S. — *Note on Professor Freeman's Discussion of the Stanford Study of Foster Children.* « The Journ. of Educational Psychology », Vol. XX, April 1929, n. 4.

CAMBARERI G. — *L'unità del mondo,* Roma, 1944.

CANEVARI E. — *Considerazioni politico-militari sopra due anni di guerra.* Roma, 1942.

CEVIDALI A. — *La identificazione dei recidivi.* « Riviste Sintetiche ». Milano, 1909.

CHALMERS L. — *How the Adhesive Postage Stamp was born.* London, 1939.

CHANDLER B. W. Jr. — *Soil Exhaustion and the Civil War.* Washington, 1942.

CHATTOPADHYAYA K. — *Japan - Its weakness and strength.* Bombay, 1946.

CHURA A. J. — *Slovensko bez dorastu?* vol. I, Bratislava 1936; vol. II, Bratislava 1938; vol. III, Bratislava 1939.

COLESCU L. — *Stintorii de carte din Romania in* 1912. Inst. Centr. de Stat. n. 2, Bucaresti, 1947.

COLONNETTI G. — *L'Assemblea plenaria dei Comitati nazionali.* « Ricerca Scientifica e Ricostruzione », A. 16, n. 11, Novembre 1946.

CONSTANTIN A. — *La pigmentation des habitants de l'Egypte Ancienne*

COURTIS S. A. — *Manual of Instractions for giving and scoring the Courtis Standard Tests in the three R's.* The Dep. of Cooperative Res, Detroit, 1914.

CRIVELLI C. S. I. — *Piccolo dizionario delle sette protestanti.* Roma, 1945

Cummins H., Midlo C. — *Finger Prints, Palms and Soles. An introduction to dermatoglyphics*, Philadelphia, 1943.

Daitz W. — *Wie verführte England den Kontinent.* « Diplomatisches Bull. » n. 4, 13 Jan. 1942.

Da Silva O. R. — *Canoinhas - Noticia estatistico - descritiva.* (Inst. Brasileiro de Geografia y Estatistica). Florianapolis, 1941.

De Castro E., Ahmeida V. — *Chroniques - Navigateuro Portugais.* Bruxelles, Paris.

De Grazia P. — *La valle del Sinni - Il Pollino - La piana di Metaponto e le colline sovrastanti fra il Bradano e l'Agri.* « La casa rurale nella Lucania » di Franciosa L.

De Libero G. — *La civiltà del peccato.* Roma, 1945.

Demostene. — *L'orazione per la Corona.* Torino, 1944.

De Plas B., Verdier H. — *La publicité.* Paris, 1947.

D'Eufemia G. — *La Costituente e la Costituzione.* Min. per la Costituente, 1946.

Deming W. E. a. Scates D. E. — *The need for statistical education in high School and College.* « The Educational Record », Jan. 1948. Washington.

De Vita A. — *L'insegnameto della statistica agli allievi assistenti sociali.* « I problemi dell'assistenza sociale », A. II, n. 13, 14, Lug.-Ag. 1947, Roma.

Id. — *L'insegnamento dell'economia politica agli allievi assistenti sociali*, id.

D'Halluin M. — *Animation et désanimation.* Paris, 1944.

Dolhen B. — *Economie domestique et alimentation.* Namur, 1929.

Ercole F. — *La buona fede di un critico.* « Il Giornale di Pol. e di Lett. », fasc. 1-2, a. XVII, Roma, 1941.

Ferrerio P. — *L'eterna illusione.* « Idea », A. II, n. 11, Roma, Nov. 1946.

Fick H. — *Die Achse als europäischer Wirtschaftsfaktor.* « Schmollers Jahrb. für Gesetzgebung, Verwaltung und Volkswirtschaft im Deutschen Reiche », Jahrg, 65, H. 3, 1941.

Fontoura C. — *El café como bebida y fuente de otros productos.* (Confer. ante la Acad. Nac. de Medicina de Brasil, Rio de Janeiro, 1944.

Foote W. W. — *The Social Structure of an Italian Slum.* Street Corner Society, Chicago, 1943.

Freilichmann B. — *Indagine demografica su alcune comunità ebraiche della Polonia* (dattiloscritto).

Frisch H. — *La situazione alimentare in Germania.* « Quaderni di Pol. e di Econ. contemp. », Roma, 1941.

Fujihara G. — *Discorso pronunciato all'atto della consegna della Tea ceremony house Zui-Kitei.* Stockholm, Sept. 19-1939.

Id. — *Zui-Ki-Tei - The Cottage of Auspicious Light.* Tokyo, 1935.

Galvani L. — *Le previsioni demografiche e la prossima evoluzione dei popoli bianchi* (dattiloscritto).

Garavaglia A. — *L'anno di novanta giorni.* Roma, 1943.

Garcia T. T. — *La Estadistica en la cultura social* (Escuela Social-Madrid).

GIOVANARDI A. — *Il problema della ventilazione e del condizionamento dell'aria alla luce delle odierne conoscenze.* « Difesa Sociale », N. 6, 1941, pp. 33.

GIUSTI U. — *La statistica e le libertà politiche.* « Riv. Ital. di Dem. e Stat. », A. II, n. 1-2, Giu. 1948, Roma.

GONZALEZ G. J. — *Prevision social.* Acad. de Ciencias Economicas, Buenos Ayres, 1946.

GORGOLINI P. — *La criminosa conquista del « Centro Ital. di studi America »*. Roma.

GOTTL-OTTLILIENFELD F. — *Wirtschaft als Wissenschaft und Wehr.* Uber Volkswirtschaftslehre, Autarkie und Wehrwirtschaft, Berlin, 1940.

GOVAERTS A. — *La nature et la structure de l'exercice corporel.* Conférences. (Ministère de l'Education Nationale. 1er Cours de vacances 20 Sept. 2-Oct. 1948 organisé par l'Instit. National de Educ. Phys.

ID. — *La situation physiologique du gymnaste au cours d'une leçon de gymnastique éducative.* Congrès Européen de la Fédér. Intern. de Gymnastique - Ling 7-12 Juillet 1947, Lisbonne.

GRAMIGNANI E. — *Orti di Roma - Come si possa aumentare la produzione.* (Propaganda del Nitrato di Soda del Chile in Italia), Roma, 1925.

GRENWOOD MAJOR. — « *Heart* » *Latham,* « The Lancet », Aug. 18th, 1934.

ID. — *Discussion on the quantity and quality of official statistical publications.* « Journ. of the R. Stat. Soc. », vol. XCV, P. II, 1932.

GUENZATI G. — *Introduzione alle mie pubblicazioni « Prepararsi pel dopoguerra »*. (manoscritto).

GUMBEL E. J., — *Kendall M. G. « The Advanced Theory of Statistics »*, vol. II, (recens.). « The Journ. of the Americ. Stat. Assoc. ». Sept. 1947, vol. 42.

HOFF T. J. B. — *Why we take the Trouble.* « Farmand » Norsk Forretningsbland-Grunnlagt 1891 av einar Sundt, Sept. 21, 1946, Oslo, Norway.

HOTELLING H. — *Dr. Peters' Criticism of Fisher's Statistics.* (« Journ. of Educ. Research », May, 1943).

INSOLERA F. — Recensioni: *F. P. Cantelli - Le moderne vedute sulla teoria delle probabilità nei rapporti con l'analisi - B. De Finetti - La Teoria delle probabilità nei suoi rapporti con l'analisi.* « Giorn. di Matem Finanz. », A. XXIII, Serie II, Vol. XI, n. 1, 1941.

ID. — Recens.: *Jean Ville - Etude critique de la notion du collectif.* « Giorn. di Mat. Finanz. » A. XXII, S. II, Vol. X, n. 2-3, 1940.

JEMOLO A. C. — *Che cosa è la Costituzione*, id., id.

JOHN V. — *Der Name Statistik - Eine etymologisch - historische Skizze.* « Zeitschrift für Schweizerische Statistik », Bern, 1883.

KAPP R. — *Europa Erbkrieg oder Lebens-gemeinschaft?* - Stuttgart, 1941.

KELLEY R. B. — *Sheep Dogs - Their Breeding, Maintenance and Training.* Sydney, London, 1947.

KNOWLES H. B. — *Show me any other country.* Irvington-on-Hudson, New York, 1947.

KNOWLES A. S., THOMSON R. D. — *Management of Manpower,* New York, 1943.

KOOPMANS TJALLING C. — *Measurement without Theory.* « Two book Rewiews », New Series n. 25. Cowles Commission for Res. in Economics 1947, Chicago.

KUFFERLE R. — (Recens.): « *L'Atlantide - Europa* » *di D. Marezkovski.*

KOVAGO J. — *Budapest lutte pour sa vie - Rapport sur la situation générale de la ville en* 1946. Budapest, 1946.

KUHNELT, LEDDIHN v. ERIK M. R. — *Gesuiti, borghesi, bolscevichi.* 2ª ediz., Milano, 1945.

LAH I. — *Iz Statistike Nasega Delavskega zavaronaja.* Lubiana, 1929.

ID. — *Nasi Vajenci V Luci Statistike Ouzd-A V Ljubljani.* Lubiana, 1940.

LEECHMANN D. — *Eskimo Summer,* Toronto, 1945.

LENRI L. — *Ingegneri, architetti, chimici in Italia alla fine del* 1940, « L'ingegnere », n. 2 Feb. 1942.

LEPORE M. — *L'allarme contro la denatalità secondo il concetto di S. E. Buffarini.* « L'alfiere della levatrice », Giug. 1935, n. 6.

ID. — *L'impressionante declino della natalità in Francia,* id., n. 9-10, 1941.

ID. — *Il matrimonio nella terra dei Sovieti.* id., Lug. 1936, n. 7.

ID. — *Chi ha il diritto di uccidere?* id., Dic. 1936, n. 12 e Gen. 1937, numero 1.

ID. — *Il codice della famiglia in Francia,* id., Lug. 1941, n. 7.

ID. — *La missione della donna fascista,* id., Ott. 1935, n. 10.

LEROY-BEAULIEU A. — *Brindisi al* 1789 - *La Rivoluzione francese alla Esposizione di Parigi.* Roma.

LORENZ C. — *Verdegang und gegenwartiger Stand des statistischen Hochschulunterrichts unter besonderer Würdigung seines Begrunders.* (*Gottfried Achenwalt*). Festvortrag für die Tagung der Deutschen Statistischen Gesellschaft in München am 22 Sept. 1948.

LORIA A. — *Una crociera eccezionale - Dialoghi con me stesso.* Milano, 1947.

LOT F. — *La Gaule.* Paris, 1947.

LUME G. — Recensione di C. Gini. « *Gli sviluppi della crisi mondiale* ». « Riv. di Pol. Economica », Roma, 1934.

LUFT H. — *Japans strategische Stellung.* Berlin, 1941.

LUPAS I. — I. *Die Grundlagen der rumanischen Volkseinheit* - II. *Der geschichtlicht Weg der Rumänen,* p. 1942.

MADHAVA K. B. — *Statistics gets firmly woven into our Fabric of thinking* Presidential Adress, 33rd « Indian Science Congress ». Bangalore 1946. Sect. of Statistics.

MAINARDI L. — *Nazionalità e spazi vitali.* Roma, 1941.

MALTESE E. — *Descrizione sommaria di un batiscopio* (Tipo « Ispega ») *per ricerche idrobiologiche.* « Mem. dell'Ist. Ital. di Idrobiol. dott. Marco de Marchi » vol. I: Atti del Conv. di Idrobiol. e Limnol. di Milano, Apr. 1942.

MANACORDA G. — *Il bolscevismo.* Firenze, 1940.

MARCHITTO N. — *L'Italia in Tunisia.* Roma, 1942.

MARCU A. — *Solitudine romena.* Bucarest, 1942.

MAROI L. — *Discorso di chiusura del Prof. L. Maroi, Presidente del Comitato ordinatore.* « Atti della V Riun. della Soc. Ital. di Dem. e Stat. ». Città di Castello, 1940.

ID. — *Presentazione.* « Riv. It. di Dem. e Stat. », Roma, gennaio 1947.

MARSCHAK J. — *On Mathematics for Economists.* « *Two books reviewr* », N. S. n. 25, Cowles Commission for Res. in Economics, Chicago, 1947.

MASUCCI G. — *Il problema dei meticci.* Ist. d. A. It., Napoli, 1939.

MATTHEWS H. L. — *Los Frutos del Fascismo.* Mexico, 1944.

MAUNZ T. — *Das Berufsbeamtentum im englischen und im deuts chen Verfassungsrecht.* « Die sozialen Vorausetzungen des englischen Anspruchs in Europa », B. II ; da « England und Europa », Stuttgart, 1941.

MAZZEI V. — *Il socialismo nazionale di Carlo Pisacane.* Roma, Università.

MEHERALLY Y. — *Leaders of India.* Voll. 1 e 2, Bombay, 1946.

MENDIETA Y MUNEZ L. — *Los partidos politicos.* Mexico, 1947.

MERCATI (Card.) G. — *Al miserando spettacolo.....*, Roma, 21 Dic. 1946.

MILHAUD E. — *Sur la ligne de portage des temps.* Neuchâtel, 1948.

MONELLI P. — *Roma* 1943. Roma.

MONTALENTI G. — *Evoluzione* (dal « Dizionario di criminologia »). Milano, 1942.

MORELLI A. — *I problemi dell'organizzazione della ricerca scientifica.* « Ricerca scientifica e ricostr. », A. 15°, n. 2, Ag. 1945, Roma.

MOTZA J. I. — *Il tributo di sangue della guardia di ferro nella lotta contro il bolscevismo in Ispagna.* Roma, 1941.

MUCCIOLI M. — *L'impero giapponese.* Roma, 1942.

MUHLEN H. — *Entstehung und Sippengefüge der britischen Oligarchie,* 1941.

MURRAY M., SMITH H. D. — *Two years of progress under the Federal Report Act.* 79th Con. 1st Session Senate, Rep. n. 47, P. 2, March 20, legislative day, march 16, 1945, Washington U. S. A.

NAIRONO A. F. (Banesio), — *Discurso sobre a saluberrima bebida chamada Cahvé ou Café.* Rio de Janeiro, 1945.

NATHAN R. R. — *Mobilizing for Abundance.* New York, London, 1944.

OLIVECRONA K. — *I problemi del tempo visti da uno svedese.* Roma, 1941.

PAGLINO F. — Recensione di « *Elementi per una teoria matematica del contagio* » di PUMA M., « Genus », vol. V, n. 1-2.

PALADINO S. — *Come scrivere e sceneggiare un soggetto cinematografico ?* Guida teorico-pratica. Roma, 1943.

PAOLUCCI DI CALBOLI BARONE G. — *Estremo Oriente.* Roma, 1939

PEARSON F. A., a. HARPER F. A. — *The World's Hunger,* Ithaca, New York, 1945.

PEDRONI F. — *Il materiale statistico fornito dal tesseramento degli articoli tessili e dell'abbigliamento.*

ID. — *Il problema della frutta - I risultati di una inchiesta.* « Corriere della Sera ». A. 65, n. 186, 1940.

Id. — *Il caro-frutta - Il problema dell'imballaggio secondo la recente inchiesta.* « Corriere della Sera », A. 65, n. 190, 1940.

Id. — *Comunità di interessi mediterranei.* « Libro e moschetto ». A. XV, n. 28, 1941.

Id. — *Nuovo ordine : l'Europa sud-orientale.* Id., id., n. 41.

Id. — *La Russia dopo venti anni di bolscevismo.* Id., id., n. 50.

Perali P. — *Tessili e Metallurgici nel Foro Romano.* Roma, 1940.

Id. — *De fabrilibus industriis et mercatoriis originibus Urbis.* Roma, 1937.

Id. — *Una pagina della Storia sociale d'Italia.* (da « L'Osservatore Romano », 30-1-1944), Roma, 1944.

Id. — *Per una storia più umana*, id., Roma.

Id. — *Per l'inaugurazione della zona dantesca.* N. unico ed. a cura della Prov. e del Comune di Ravenna, 1936.

Id. — *I termini tecnici romani relativi al Tevere.* « Annali dei Lavori Pubblici », A. 1941, XIX, Fasc. 4, Roma.

Id. — *Il Tevere : uno degli dei di Roma.* I. « Il Messaggero ». Nov. 1941, Id., id., II, 4 Mag. 1942, Roma.

Perry R. B. — *Puritanism and Democracy.* New York, 1947.

Petrocchi C. — *Il problema della burocrazia.* Roma, 1944.

Pietra G. — *Discorso inaug. della Mostra regionale* 1948 *Friuli-Venezia Giulia-Udine*, 7 Ag., 1948.

Piovanelli M. — *Lappland*, Milano, 1944.

Phelps E. — *Statistical activities of the American nations*, 1940. Washington - Inter Amer. Stat. Inst. 1941.

Pollera A. — *L'Abissinia di ieri.* Roma, 1940.

Preziosi G. — *Gli ebrei hanno voluto la guerra.* Roma, 1942.

Purdy H. L., Lindhall M. L., Carter W. A. — *Corporate Concentration and Public Policy*, New York, 1942.

Querin S. — *La vecchia guardia dei nostri focolari - (Risultati di una indagine sui longevi della Diocesi di Concordia)*, Pordenone, 1942.

Ramneantu P. — *Cunoasterea limbi Romane in Transilvania.* « Transilvania », A. 73, n. 9, Sibiu, 1942.

Read L. E. — *The penality of surrender.* Irvington-on-Hudson, New York, 1948.

Reithinger A. — *Das Weltreich und die Achse Grossbritanniens Kraft und Schwäche. Schein Wirklichkeit seiner Wirtschaftsmacht.* Stuttgart, 1941.

Id. — *Frankreichs biologischer und wirtschaftlicher Selbstmord in Kriege Englands gegen Deutschland.* Stuttgart, 1940.

Rettinger M. — *Applied Architectural Acoustics.* Brooklyn New York, 1947.

Rhodes T. J. — *Industrial Instruments Measurements and Control.* New York e London, 1941.

Ricci F. — *Osservazioni in materia di protezione antiaerea.* Commiss. di Fin. del Senato, Riun. 17-12-1942, Roma.

Id. — *Prevedere e provvedere.* Discorsi, Roma, 1943.

RIDDLE O. — *The changing organism.* « Cooperation in research », n. 501, 1938.

ROCCO L. — *Motta di Livenza e suoi dintorni - Studio storico* Treviso, 1897.

ROESLE E. — *Die demokratischen Verhaeltnisse Estlands.* « Deutsche Medizinische Wochenschrift », 1925, n. 33, Leipzig, 1925.

ROGNER E. — *Pitcairn - Island.* « Nürnberger Beiträge zur Wirtschaft und Sozialwissenschaften », H. 78, Nürnberg, 1940.

ROASSI, FERRINI U. — *Bettino Ricasoli enologo.* Siena.

ROUSSEL A. — *Farms and Churches in the mediaeval Norse settlements of Greenland.* Appendix. MAGNUS DEGERBOL. The osseous material from Austmannadal and Cungmeralik, Kobenhavn, 1941. (Meddelelser om Gronland udgivne af Kommissionen for videnskabelige undersogelser i Gronland, Bd. 89, n. 1).

RUSSEL D. — *Something for Nothing.* « The Saturday Evening Post », June 29, 1946.

SACCHETTI A. — *Sport ed evoluzione dei popoli.* « Razza e civiltà », A. I, n. 2, apr. 1940.

SAGUNTINUS E. — *The new Discrimination Act.* « Columbia », vol. 4. n. 10, May 1925, New-Haven, Conn., 1925.

SALVEMINI T. — *Società Italiana di Statistica.* « *Atti della I^a Riun. Scientifica* » (Pisa, 9 Ott. 1939). « Boll. dell'Un. Matem. Ital. », S. 2° A. 3°, n. 3. 1941.

ID. — Recens. : MAZZONI e NOBILE : *El. di Matem. Finanz. e Att.* « Boll. dell'Unione Matem. Ital. », S. II, A. I, n. 1, Genn.-Feb. 1939.

ID. — Recens. : CASSINA U. : *Formule sommatorie e di quadratura ad ordinate estreme. Formule sommatorie e di quadratura con l'ordinata media.* « Suppl. Stat. ai Nuovi Problemi », fasc. I, 1940.

ID. — Recens. : C. GINI : *Sur la théorie de la dispersion et sur la vérification des schémas théoriques.* « Coll. dell'Un. Matem. It. », S. II, A. III., N. 4, 1940.

SANTORO C. — *La matricola dei mercanti di lana sottile di Milano.* Milano, 1940.

SANZ D. M., DE OTEYZA C. G., DE LAS TRAVIESAS L. P., EGUILAZ H. P. — *El Paro Estacional Campesino.* Sindicato Vertical del olivo, Madrid, 1946.

SAVORGNAN F. — *Relazione al Consiglio Sup. di Statistica nella seduta del 23 Dic.* 1941. Istat. Roma, 1941, idem, Seduta del 23 Dic. 1942.

SCARFOGLIO C. — *England und das Festland.* Leipzig, 1941.

SCHMITTHENNER P. — *Rede zur Feier der Immatrikulation.* « Kriesvorträge dar Univ. Heidelberg », H. 2, 30, Jan. 1940.

SCHNEICKERT H. — *Der Beweis durch Fingerabdrüke - Leitfaden der gerichtlichen Daktyloskopie,* Jena, 1943.

SCHUSTER E. — *Der Wehrgeist in der Volkswirtschaft.* « Kriegsvorträge der Univ. Heidelberg », H. 2, Reden am 30, Jan. 1940.

SHAPIRO H. L. — *Mystery Island of the Pacific.* « Natural History », vol. XXXV, May 1935.

SIBLEY M. e WARDLAN A. — *Coscientious Objectors in Prison,* 1940-1945. (Pacifism and Government. Series V. N. 2, Oct. 1945). The Pacifist Research Bureau. Philadelphia. Pennsylvania, 1945.

Singleton W. R. — *On a system of filing reprints.* « Science », March 13, 1942, vol. 95, n. 2463.

Sinigaglia O. — *Rifare l'Italia.* Comitato Romano della Democrazia Cristiana, Conversazione, 2 maggio 1948.

Sonnabend H. — *Why People's Centres?* Lecture at the Witwatersrand Univ. on Monday, Oct. 28 th 1946, Johannesburg.

Spinetti G. S. — *Difesa di una generazione,* scritti ed appunti, Roma, 1948.

Sproul R. G. — *Breakfast with Dr. Sproul,* Irvington-on-Hudson, New-York.

Stanford J. K. — *Far Ridges.* London, 1944.

Stefansson V. — *The Arctic in fact and fable.* Headline Series, March-April 1945, n. 51, Foreign Policy Ass.

Tancredi G. — *La tomba di Rotari in Monte Sant'Angelo.* Manfredonia, 1941.

Toso A. — *La guerra economica in cifre.* « Quaderni di Pol. e Econ. contemp. » 1941.

Thompson L. e Joseph A. — *The Hopi Way,* Chicago III, 1944.

Tozzer A. M. — *Landa's relacion de las cosas de Yucatan - A translation.* « Papers of the Peabody Museum of Amér. Arch. and Ethnology », Harward Univ., vol. XVIII, Cambridge-Mass, U. S. A. 1941.

Trentin S. — *L'aventure italienne. Légendes et réalités.* Paris, 1928.

Tzopa L. — *Un anno di guerra.*

Verner H. — *Der Untergang Roms.* Stuttgart. 1939.

Walter K. — *Co-operation in changing Italy.* London, 1934.

Weaver Henry Grady. *Mainspring.* Irvington-on-Hudson. New York.

Weber K. — *Litzmannstadt.* Jena, 1943.

Webinger U. — *Roma e i romani.* Voelkischer Beobachter. « Il Messaggero ». 2-II-1942, Roma.

Weigmann H. — *Politische Raumordnung.* Hamburg, 1935.

Id. — *Wirtschaftsplanung und Grossraumwirtschaft.* « Europaische Grossraumwirtschaft, Leipzig, 1941.

Weigmann W. — *Die Betriebsgrössenfrage in der Grossraumwirtschaft.* « Europäische Grossraumwirtschaft ». Leipzig, 1941.

Williamson S. T., Harris H. — *Trends in Collective Bargaining.* Rep. and Recommendations by the Lab. Comm. New York, 1945.

Wiseman M. — *The Anatomy of Advertising - An Analytical Approach to Campaign Planning and Advertisement Making.* New York e London 1942.

Wright R. — *Ragazzo negro - Memorie d'infanzia e di giovinezza.* Milano, 1947.

Wright S. — *Tempo and mode in evolution - A critical review.* « Ecology » vol. 26, n. 4 Oct. 1945.

Yule G. U. — *The statistical study of literary vocabulary.* Cambridge, 1944.

Zanetti S. — *Edoardo Pantano e tre lettere di Aurelio Saffi.* Trieste, 1934.

Id. — *Cinematografia.* Trieste, 1933.

ID. — *Oberdaniana*. Trieste, 1934.

AMER. STAT. ASSOC. — *Tribute to Walter F. Willcox*. Jan. 25-1947, Atlantic City-New Yersey, « The Journ. of the Amer. Stat. Assoc. », March 1947, vol. 42 n. 237.

AMER. INST. OF PHYSICS. — *Temperature. - Its Measurement and Control in Science and Industry*. New York, 1941.

BOLL. ITALO-CANADESE. — *Parole da meditare*. N. 14, Toronto (Canadà) 1930.

BRAZIL 1940-41. — *An economic, social and geographic survey*. Rio de Janeiro, 1940-41.

CHATHAM HOUSE STUDY GROUP. — *Japan in Defeat (report)*. London-New York, Toronto, 1945.

ÉCOLE NATIONALE DES PONTS ET CHAUSSEES. — *Jules Dupuit et son oeuvre économique* (1804-1865). Séance commemorative, Janv. 1945.

ENTE PER GLI SCAMBI TECNICO-CULTURALI CON LA GERMANIA. — a) *Statuto*, Roma, 1941 ; b) *L'attività dell'Ente*, Roma, 1942.

HUDSON'S BAY COMPANY. — *Historical Exhibit at Winnipeg*. 4th ed., Aug. 1924, Winnipeg, 1924.

INST. « LEONARDO TORRES QUEVEDO » DE INSTRUMENTAL CIENTIFICO. Madrid.

R. IST. VENETO DI SC. L. ED A. — *Atti della Fondazione Scientifica Cagnola dalla sua istituzione in poi*. Milano, 1942.

IST. NAZ. DI CULTURA FASCISTA. — *La tecnica della guerra attuale*. « Civiltà Fascista », Suppl. al n. 9 Sett. 1941, Roma.

IST. NAZ. DI FINANZA. — *Relazione sulla prima attività bellica*. Padova, 1943.

INST. BRASILEIRO DE ATUARIA. — *Annuario* 1945. Rio de Janeiro, Brasil.

MIN. DE EDUCACION NACIONAL. — *Iglesia del Espiritu Santo del Consejo Superior de investigaciones cientificas*. Madrid.

MEDICAL RES. COUNCIL - SPEC. REP. SERIES n. 261. — *Hearing Aids and Audiometers Report of the Committee on Electro-Acoustics*. London, 1947.

NATIONAL MUSEUM - MELBOURNE. *Memoirs (of the)*, n. 13, Sept. 1943 ; n. 14, P. I., May 1944.

POLITICAL AND ECONOMIC PLANNING. — *Family and Nation*. Vol. IV, n. 278, Feb. 13, 1948.

ID. — *Population, A Challenge and a Choice*. N. 251, June 14, 1946.

ID. — *Vital Statistics*. N. 241, Nov. 9, 1945.

UFF. CULTURALE DELL'AMBASCIATA DI SPAGNA. — *Mostra del Libro spagnolo contemporaneo in Roma*. In occasione del IV centenario di Miguel de Cervantes, Primavera 1947.

UNIV. CATTOLICA DEL SACRO CUORE. — I. *L'Università Cattolica del Sacro Cuore nella lotta per la liberazione*. — II. *Relazione della vita accademica*. Milano, 1946.

UNIV. COMMERCIALE « L. BOCCONI » DI MILANO. — *Nel 1° quarantennio di vita dell'Università*. Milano, 1941.

UNIV. DEGLI STUDI DI FIRENZE. — *Studi in memoria di Giovanni Dettori*. Vol. I e II, Firenze, 1941.

UNIV. OF TORONTO. — *The North American Indian To-day.* Seminar Conf. Toronto, Sept. 1939.

— *Il prof. Corrado Gini negli Stati Uniti,* « Vita Universitaria », Roma Dic. 1936.

— *In memoria di L. Rossi.* 29 Ott. 1941 (Nel trigesimo).

— *L'Italta a Rodi.* Roma, 1946.

— *Evacuation from the West Coast* 1942, Final Rep. Japanese, Washington: 1943.

— *Giral o una Historia de Sangre.* Espana.

— *Giudizi della critica sui lavori di Silvio Zavatti.* Forlì, 1945.

— *Guide pratique des lois familiales* 1946. Paris, Le Musée Social, 1946.

— *Kindred and affinity as impediments to marriage.* Rep. of a commission appointed by His Grace the Archbishop of Canterbury, London, 1940.

— *Old People.* Rep. of a Survey Committee on the problems of ageing and the care of old people under the Chairmanship of B. Seebohm Rowntree, London, 1947.

— *Rassegna della stampa tecnica tedesca.* Roma, 1942.

— *The Relocation of Displaced Population,* Europe's Uprooted People, « Planning Pamphlets », n. 36, Sept. 1944, Washington.

— *Tutela sanitaria e sociale del lavoro e della razza.* Roma, « Difesa Sociale », 1937.

— *Valore clinico sociale delle cure idrotermali dell'I. N. F. P. S.* « Difesa Sociale », nn. 6, 7, 8, 1937, Roma.

— *Why the foundation for economic education? Because...* Irvington-On-Hudson, New York.

CONVEGNO DI POLITICA DEGLI SCAMBI INTERNAZIONALI. Roma, 3-7 Mar. 1948.

ASTUTO DEI LUCCHESI R. — *Alcune considerazioni sul commercio con i territori italiani d'Africa ed in generale con il continente africano.*

CALCATERRA E. — *Considerazioni sul sistema valutario italiano.*

CAMPILLI P. — *La cooperazione economica internazionale.*

CARLI G. — *I nostri scambi commerciali con l'area della sterlina.*

CERRUTI V. — *Per una dinamica economica in area italo-francese.*

DE CASTRO D. — *Notizie sugli scambi internazionali nei paesi dell'Europa orientale.*

DELL'AMORE G. — *Il regime valutario attuale.*

DE MORI B. — *L'assicurazione negli scambi internazionali e nella bilancia commerciale.*

ID. — *L'assicurazione dei « crediti » nel commercio di esportazione.*

FEDERICI L. — *L'evoluzione della politica dei cambi in Italia.*

FEROLDI F. — *Costi di produzione ed esportazione con particolare riguardo all'industria automobilistica.*

LEVI L. R. — *Considerazioni sui nuovi orientamenti della politica della emigrazione.*

MINOLETTI B. — *La Marina Mercantile strumento di vita e di espansione del commercio italiano.*

Santoro F. — *I trasporti terrestri negli scambi internazionali.*

Stammati G. — *La Germania e la cooperazione europea.*

Trugenberger G. — *Trasporti aerei al servizio dell'esportazione ortofrutticola.*

Tucci G. — *I mercati americani e le nostre possibilità di scambi.*

Vanoni E. — *Problemi del commercio estero italiano.*

Vito F. — *Gli scambi internazionali in un mondo in trasformazione.*

Associazione bancaria italiana. — *Note tecniche sul regime degli scambi con l'estero.*

Associazione industrie aeronautiche. — *La politica degli scambi internazionali e l'industria aeronautica.*

Ass. interessati nel commercio all'ingrosso di Trieste. — *Commercio di transito - Libertà del movimento delle merci nell'ambito dei Punti Franchi - Interdipendenza fra l'economia del T. L. T. e quella della Repubblica Italiana.*

Ass. naz.le dei commercianti di prodotti ortofrutticoli e agrumari. — *Note sull'esportazione ortofrutticola.*

Confed. coop. ital. — *La cooperazione negli scambi internazionali.*

Conf. gen. dell'industria ital. — *Note sui problemi del commercio con l'estero - Rapporto fra sterlina e dollaro e livello dei cambi.*

Confed. Ital. d. Agricoltori. — *Il problema dell'agricoltura negli scambi con l'estero.*

Confed. naz. dell'Artigianato ital. — *L'artigianato nella politica commerciale italiana con l'estero.*

Fed. naz. spedizionieri. — *Considerazioni sui trasporti e i servizi interessanti gli scambi internazionali.*

CONVEGNO INT.LE DEI PARLAMENTARI E DEGLI ESPERTI PER LO SVILUPPO DEGLI SCAMBI INTERNAZIONALI, Genova, 14-17 Sett. 1948.

Alliata G., Troni A. — *Le risorse economiche della Turchia e gli scambi con l'Italia.*

Angers F. A. — *Nationalisme vs. internationalisme.*

Arena C. — *Il movimento internazionale del lavoro, gli scambi commerciali e la bilancia dei pagamenti.*

Balogh T. — *Discrimination, British Trade problems and the Marshall Plan.*

Bandini M. — *Tendenze nuove nel commercio internazionale dei prodotti agricoli.*

Bozzo L. — *L'E. R. P. nel quadro della ricostruzione economica mondiale.*

Calcaterra E. — *La situazione economica dell'Italia e i finanziamenti internazionali.*

Casoni G. — *L'organizzazione economica della canapa in Italia.*

Cerruti V. — *Ricostruzione del commercio estero e intervento statale.*

Coppola d'Anna F. — *Lo sviluppo degli scambi internazionali - Condizioni e limiti.*

Costanzo A. — *Le statistiche italiane del commercio con l'estero nel dopoguerra.*

D'Alauro O. — *Le « Unioni economiche » e l'unione italo-francese.*

De Nardo V. — *Rapporti assicurativi e la bilancia dei pagamenti.*

De Pietri Tonelli Al. — *Imperialismo economico-finanziario, imperialismo politico-economico e scambi internazionali.*

De Souza H. C. — *L'aspect économique du problème des échanges internationaux.*

Fantini O. — *L'assistenza bancaria ai fini dello sviluppo degli scambi internazionali.*

Farington L. — *Allocution au banquet du 14 septembre 1948, à l'Hôtel Colombia, Gênes.*

Federici L. — *La cooperazione economica internazionale come fonte di benessere per il popolo.*

Feroldi F. — *Gli accordi internazionali per le merci e lo sviluppo del commercio estero.*

Fossati E. — *Trieste pierre de touche de la vie économique internationale.*

Garino Canina A. — *Cambi indiretti, accordi bilaterali e scambi commerciali.*

Gasparini I. — *Apporto di capitali dall'estero.*

Griziotti B. — *Il sistema finanziario e gli scambi commerciali.*

Jacini S. — *L'emigrazione può essere oggetto di scambio internazionale ?*

Kerschagl R. — *Wahrungspolitische Postulate für die Entwicklung der Handelspolitik.*

Manzo C. — *Il programma di ricostruzione europea (E. R. P.) e gli scambi internazionali.*

Martinez G. C. — *Il vino marsala negli scambi internazionali.*

Resta M. — *La struttura economica internazionale e gli scambi internazionali.*

Romenf J. — *L'union économique France-Italie (Francita) et le commerce international.*

Rosasco E. — *L'industria italiana e gli scambi internazionali nel loro aspetto contingente e nel quadro del miglioramento qualitativo e quantitativo negli scambi, con particolare riguardo agli istituti di cooperazione economica internazionale ed alle unioni doganali ed economiche.*

Rossetti F. — *La tecnica della « organizzata » libertà di scambio secondo i principi di A. M. Trucco.*

Sauvy A. — *Sur un moyen d'accroître les échanges internationaux et d'équilibrer les échanges intercontinentaux.*

Simkin C. G. F. — *European Recovery and the British Dominions.*

Smid A. — *I movimenti internazionali dei capitali finanziari a lungo termine e la posizione italiana.*

Somogyi S. — *Collaborazione economica europea.*

Squarciafiche A. — *Il fiore mediterraneo e l'E. R. P.*

Tibertelli P. — *L'emigrazione agricola italiana in Francia.*

Travaglini V. — *La crisi degli scambi internazionali : Cause e rimedi.*

Tucci G. — *L'industrializzazione dell'America Latina e le nostre possibilità di scambi economici.*

Valk W. L. — *Gradual reduction of international trade restrictions.*

WEILLER J. — *Le rôle des unions économiques dans l'organisation des échanges internationaux.*

VERSCHRAEGHEN L. — *Avant-projet de monnaie à circulation plurilaterale.*

WHITE ERIC W. — *Adress for delivery at international meeting of parliamentary representatives and experts for trade development.*

VITO F. — *L'unità economica europea.*

ID. — *Resumé du discours de M. le prof. Vito.*

AMER. ARBITRATION ASSOC. — *Arbitration in the development of world trade.*

BANCO DI NAPOLI - UFFICIO STUDI. — *L'agricoltura italiana e gli scambi internazionali con particolare riguardo al Mezzogiorno.*

CAM. DI COMM. IND. E AGRIC DI GENOVA. — *La concorrenza dei porti marittimi e problemi relativi.*

ETUDES ECON. DU COMITÈ INTERNATIONAL DES ECHANGES - PARIS. — *Charte du commerce mondial et politique économique mondiale - Unions Douanières et économiques - La monnaie universelle.*

CONSORZIO AUTONOMO DEL PORTO DI GENOVA. — *Le port de Gênes et sa reconstruction.*

CONVEGNI VARI

DANTIN CERECEDA J. — *Congresso de Ciencias de la Poblacion.* « Investigation y progresso », Ano XI, n. 7, Madrid, Ottobre 1940.

FEDERICI N., PAGLINO F. — *Il Congresso Internaz. della popolazione del* 1937. « Genus », vol. IV, n. 3-4, Nov. 1940.

GIUSTI W. — *Il congresso slavo di Praga* (1848). Trieste, Università, 1948.

MONTALENTI G. — *Il Convegno di Cambridge sull'acido nucleico.* « Ricerca Scientifica e Ricostruzione », A. 7, n. 5, Maggio 1947.

SOLITRO G. — *La quarta riunione degli scienziati italiani a Padova.* (*Sett.* 1842), Padova, 1942.

ACCADEMIA DEI GEORGOFILI - FIRENZE. *Conv. per la riforma agraria - Conclusioni e Nota illustrativa.* Firenze 5-6 sett. 1948.

ASSOC. NAZ. DEI COMUNI ITAL. — *Conv. dei Sindaci aderenti all'Assoc. Naz.le dei Comuni italiani*, Roma, 6-8 sett. 1946.

CONFED. GEN.LE FASC. DELL'INDUSTRIA. — *Il Convegno nazionale di Siena per la difesa dei vini tipici contro la concorrenza sleale.* Roma, 1933.

CONGRESSO DO MUNDO PORTUGUES. — *Actas, memorias e communicaçoes ecc.* vol. I-II, Lisbona, 1940.

XIV CONGRESSO INTERNAZ. BUCAREST, 1940. — Comunicazioni, Serie *A. Le unità sociali*, vol. V.

CONGRÈS INTERNATIONAL DE COMPTABILITÈ. — Section I : *Comptabilité du revenu national* - Section II : *Comptabilité publique* - Section III *Histoire de la comptabilité* - Section IV : *Droit et comptabilité* - Section V : *Comptabilité générale* - Section VI : *Comptabilité industrielle* - Section VII : *Comptabilité agricole* - Section VIII : *Mécanographie comptable* - Section IX : *Expertise judiciaire et extra judiciaire comptable* - Section X : *Enseignement comptable* - Section XI : *La profession comptable* - Section XII : *Fiscalité et comptabilité.* Paris, 10-15 Mai 1948.

ID. — *Bull. d'information* N. 1-5 nov. 1947, marzo 1948.

ID. — *L'expert Comptable diplômé.* « Bull. de la Chambre Syndicale Nationale des experts-comptables diplômés par l'état », Numero Special, n. 1, Avril 1948.

CONGRÈS INTERN. DE LA FAMILLE E DE LA POPULATION. — Bruxelles.

Rapports ; DUFRASNE A., ecc. — *Le probleme de la population tel qu'il se pose en Belgique, en France, en Grande-Bretagne, en Hollande, au G.D. de Luxembourg :* HANRY, HUPIN G., ecc. — *Politique Familiale - Le Fisc et la Famille :* DER STRATEN F. X.-WAILLET, GOSSERIES P., ecc. — *La mère au foyer :* LEBLANC M., DELFOSSE J., ecc. — *Questions Sociales :* GOSSERIES F., WYNEN L. — *Logement Familial :* SPILTOIR J., VERLY R., ecc. — *Education :* HABIG J. M., CORNÈLIS, ecc. — *Les familles blanches au Congo :* DELTEIL J., NODDINGGEN P. — *Organisation et Action :* CONVEGNO DI STUDI E ECONOMIA E POLITICA INDUSTRIALE. — *Bollettino Ufficiale della Camera di Commercio Industria e Agricoltura.* Siena 19-20 e 21 marzo 1948.

CONV. NAZ. PER LA RICOSTR. EDILIZIA.— Milano 14-16 Dic. 1945, Fasc. 1-13.

CENTRO ECONOMICO PER LA RICOSTRUZIONE. — *Il dibattito sui consigli di gestione.* Atti del Conv. tenutosi all'Univ. Bocconi.

INTERNATIONAL MATHEMATICAL CONGRESS. *Proceedings of the I. M. C.* Toronto, 1924.

IST. IT. DI IDROBIOLOGIA « Dott. MARCO DE MARCHI » — *Atti del conv. di idrobiologia e limnologia.* (Memorie). Milano, Aprile 1942.

IST. NAZ. DI CULTURA FASCISTA. — I Conv. Naz. dei Gruppi scientifici. Roma 23-26 Nov. 1942, Roma.

INST. INDIGENISTA INTERAMERICANO. — *Primer Congreso Indigenista Interamericano.* Patzcuaro. (México) abril de 1940.

SOC. MEXICANA DE GEOGRAFIA Y ESTADISTICA. — *Segundo Congreso mexicano de ciencias sociales.* Voll. 1-5, Mexico, ott. 1945.

CONGRESSO DO MUNDO PORTUGUES, XIX volume. Lisboa, 1940.

CONV. PER LO STUDIO DEI PROBLEMI ECONOMICI DELL'ORDINE NUOVO. — Pisa 18-23, Mag. 1942, *Atti*, vol. 1° e 2°.

CORNELL UNIVERSITY, Ithaca-New York

AFANASIEV M. — *A physiological study of dormancy in seed of « Magnolia acuminata ».* Agr. Exp. Stat., Mem. 208, Sept. 1937.

ANDERSEN E. M. — *Tipburn of Lettuce. - Effect of Maturity, Air and Soil Temperature and Soil Maisture Tension,* Bull. 829, March 1946.

ANDERSON R. H. — *Consumer Demand for Meat, Syracuse New York,* 1942. Bull. 816, March 1945.

ANDERSON W. A. — *A Study of the Values in Rural Living, Part. I, A. Scale for the Measurement of the values in rural living,* Agr. Exp. Station, Mem. 277, Nov. 1947.

Id., e Spaulding I. A. — *Farm Labor Camps and City Youth.* Bull. 819, Apr. 1945.

Id. — *Rural Youth in Low Income Agricultural Areas,* Bull. 809, March 1944.

Id. — *Natural Increase in the Population of New York State,* Agr. Exp. Station, Bull. 733, May 1940.

Id. — *The Population Characteristics of New York State.* Bull. 839, April 1947.

Id. — *Population Trends in New York State* 1900 *to* 1940. Bull. 786, Nov. 1942.

Id. — *The composition of Rural Households.* Agr. Exp. Station, Bull. 713, 1939.

Id. — *The Trasmission of Farming as an Occupation.* Bull. 768, Oct. 1941,

Asdell S. A., Fincher M. G., Smith S. E. e F. J. Elliott. — *A controlled attempt to restore fertility in dairy cattle by treatment with gonadic and gonadotropic hormones.* Agric. Exp. Station, Mem. 243, May 1942.

Id., Bogart R., Sperling G. — *The influence of age and rate of breeding upon the ability of the female rat to reproduce and raise young* Id., Mem. 238, June, 1941.

Baptist G. A. M. e Misner E. G. — *Economic Studies of Vegetable Farming in New York.* I, *Market-Garden Farms with Greenhouses, Rochester Area,* Agric. Exp. Station, Ithaca-New York, 1936.

Beck R. S. — *An Economic Study of Land Utilization in Rensselaer Country, New York.* Id., Bull. 675, June 1937.

Id. — *Types of Farming in New York.* Id., 1938.

Bennet K. R. — *Factors that affect prices of foodstuffs in New York State.* Id., Mem. 255, March 1944.

Bickerton J. M. *Alternaria Blight of Carnation Caused by Alternaria Dianthi Stev. and Hall.* Boll. 790, Jan. 1943.

Id. — *Fusarium Wilt of Carnations. - Caused by Fusarium Dianthi Prill. et Del.* Bull. 788, Dec. 1942.

Bierly Ivan R. — *Factors that affect Costs and Returns in Producing Milk.* Bull. 804, March 1944.

Bizzel J. A. — *Lysimeter Experiments. - V. Comparative effects of ammonium sulfate and sodium nitrate on removal of nitrogen and calcium from the soil.* Agr. Exp. Station, Mem. 252, June 1943.

Id. — *Lysimeter Experiments — VI — The effects of cropping and fertilization on the losses of nitrogen from the soil.* — id., Mem. 256 — March 1944.

Id., Leland E. W. — *Sodium Nitrate as a Supplement to Farm Manure and Red Clover..* Bull. 817, March 1945.

Black W. E. — *Consumer Demand for Apples and Oranges.* Bull. 800, Aug. 1943.

Blanford C. — *An Economic Study of the Costs of Selling and Delivering Milk in the New York Market.* Agr. Exp. Station, Bull. 686 March 1938.

Id. — *An Analisis of Dealers' Sales of Milk and Cream in the New York Market* 1933-38.

Id. — *The Demand for Milk and Cream as Revealed by Consumer Purchases at Retail Food Stores in New York City.* Bull. 765, June 1941.

Blanvelt W. E. — *The Internal Morphology of the Common Red Spider Mite, « Tetranuchus telarius » Linn,.* Agr. Exp. Station, Mem. 270 Oct. 1945.

Boynton D. e Savage E. F. — *Soils in Relation to Fruit Growing in New York. - Part. XIII. Seasonal Fluctuations of Soil Moisture in Some Important New York Orchard Soil Types.* Id., 1938.

Id., id. — *Soils in Relation to Fruit Growing in New York. - Part XIV. Tree Behavior on Important Soil Profiles in the Finger Lakes Area.* Id., id.

Id., id. — *Soils in Relation to Fruit Growing in New York. - Part. XV. Seasonal and Soil Influences on Oxygen and Carbon. Dioxide Levels of New York Orchard Soils.* Id., Bull. 763, June 1941.

Bratton C. A. — *Tax collection and tax delinquency. Fifteen Rural New York Counties.* Bull. 806, March 1944.

Id. Id. — *County Fiscal Procedures New York.* Bull. 805, March 1944.

Buchanan M. T. — *Price flexibility and price movements in the Unites States and other countries.* Agr. Exp. Station, Mem. 239, June 1941.

Butt F. H. — *Comparative Study of Mouth Parts of Representative Hemiptera-Homaptera.* Id., Mem. 254, Nov. 1943.

Id. — *External Morphology of Amplimallon Majalis (Razoumowski) Coleoptera, the European Chafer.* Id., Mem. 266, Dec. 1944.

Cake E. W. — *Some facts Concerning Country Fruit and Vegetable Auctions in Eastern Seaboard States.* Bull. 737, June 1940.

Canon H. e Rollins M. — *Index numbers of the cost of goods and services bought by farm families in New York* 1920 *to* 1925. Agr. Exp. Station Mem. 199, Jan. 1937.

Chandler R. F. jr. — *The Calcium of the foliage of Forest Trees,* Id., Mem. 228, Dec. 1939.

Ch'Wan, Kwang Lin. — *Germination of the Conidia of Sclerotinia fructicola, with special reference to the toxicity of Copper.* Id., Mem. 233, Dec. 1940.

Claassen P. W. — *A Catalogue of the Plecoptera of the World.* Id., Mem. n. 232, June 1940.

Clausen R. T. — *A botanical study of the yam beans (Pachyrrhizus),* Id. Mem. 264, Nov. 1944.

Cochrane V. W. — *The Common Leaf Rust of Cultivated Roses, Caused by Phragmidium Mucronatum* (Fr.) *Schlecht.* Id., Mem. 268, March 1945.

Collins D. L., Parker K. G., Dietrich H. — *Uninfected Elm Wood as a Source of the Bark Beetle (Scolytus multistriatus Marsham) Carrying the Duch Elm Disease Pathogen.* Bull. 740, July 1940.

Compton O. C., Granville W. C., Boynton D. e Phillips E. S. — *Color Standards for McIntosh Apple Leaves.* Exp. Station, Bull. 824, June 1946.

Connola D. P., Collins D. L., Hagmann L. E. — *Log treatment for Bank Beetle Control in connection with the Dutch Elm Disease.* Bull. 841, Sept. 1947.

Cornman J. F. — *The Winter Hardiness of some ornamental woody plants of New York State.* Bull. 772, Nov. 1941.

CRAVENS M. E. — *Retail and Wholesale Distribution of Apples in Upstate New York.* Bull. 794-May 1943.

CUNNINGHAM L. C. — *The cost of producing milk Mongomery County,* 1944-45. Agr. Exp. Station-Bull. 842, Nov. 1947.

ID. — *Cost of Raising Dairy Heifers in New York.* Bull. 807, March 1944.

ID. e WARREN S. W. — *Farm Management in Oneida County* 1942-43. Agr. Exp. Station, Bull. 830, March 1946.

ID. — *The cost of producing milk.* Bull. 818, March 1945.

CURTISS W. M. e MATZER H. H. — *Marketing New York Livestock.* Bull. 744, Dec. 1940.

CUTLER V. F. — *Personal and Family values in the choice of a home.* Bull. 840. Nov. 1947.

DAHLBERG A. C. — *The Keeping quality of pasteurized milk.* Agr. Exp. Station, Bull. 838, Dec. 1946.

DARRAH L. B. — *Cost of Incubation and Rearing on Commercial Poultry Farms,* 1940-41. Bull. 797, June 1943.

ID. — *Cost and Returns from the Laying Flock on Commercial Poultry Farms* 1940-41. Bull. 802, Nov. 1943.

ID. — *Factors that Affect Incomes on Commercial Poultry Farms,* 1940-41 Bull. 803, Nov. 1943.

ID. — *An Economic Study of Land Utilization in Schuyler County, New York.* Bull. 781, May 1942.

DEARBORN C. H. — *Boron Nutrition of Cauliflower in Relation to Browning.* Bull. 778, Apr. 1942.

DIETRICH H. — *The Elateridae of New York State.* Agr. Exp. Station, Mem. 269, March 1945.

DONAHNE R. L. — *Forest-site quality studies in the adirondacks.* - I. *Tree Growth as related to soil morphology.* Id., Mem. 229, Febr. 1940.

EATON T. H. e CHANDLER R. T. jr. — *The fauna of forest-humus layers in New York,.* Id., Mem. 247, Aug. 1942.

EFFERSON J. N. — *Economic Studies of Vegetable Farming in New York.* - IV. *Production and Marketing of Couliflower in Delaware County* 1936.Id., Bull. 701. July 1938.

ID. — *Economic Studies of Vegetable Farming in New York.* - VI. *Production and Marketing of Celery* 1936. Id., Bull. 715, March 1939.

ID. — *Economic Studies of Vegetable Farming in New York.* - V. *Production and Marketing of Lettuce in Oswego County.* Id., Bull. 702, July 1938.

FINDLEN P. J. — *An Economic Study of the Marketing of Western New York Potatoes by Motor Truck.* Id., Bull. 700, June 1938.

FREE G. R., CARLETON E. A., LAMB J., GUSTAFSON A. F. — *Experiments in the Control of Soil Erosion in Central New York.* Id., Bull. 831, Apr. 1946.

GEARREALD T. N. — *An Economic Study of Fruit and Vegetable Wholesaling and Jobbin Firms in New York City.* Id., Bull. 721, June 1939.

GESSNER A. A. — *Selective Factors in Migration from a New York Rural Community.* Id., Bull. 736, June 1940.

GRIFFITHS A. E. — *The viability of Lettuce seed : A physiological and microchemical Study.* Id., Mem. 245, June 1942.

Griswold G. H. — *Studies on the biology of the webbing clothes moth (« Fineola bisselliella » Hum.).* Id., Mem. 262, June 1944.

Gustafson A. F. — *Soil and Field. - Corp Management for North-Western New York.* Bull. 777, March 1942.

Id. — *Soil and Field-Crop Management for Southeastern New York.* Bull. 746. Dec. 1940.

Id. — *Soil and Field-Crop Management for the Catskill. - Mohawk Area of New York.* Bull. 789, Dec. 1942.

Id. — Johnstone, Wallace D. B. — *Soil and Pasture Management for Long Island, New York.* Bull. 755, Apr. 1941.

Hamilton W. J. jr. — *Reproduction of the Field Mouse Microtus Pennsylvanicus (Ord).* Agr. Exp. Station. Mem. 237, May 1941.

Hansing E. D. — *A study of the Control of the Yellow - Dwarf Disease of Potatoes.* Bull. 792. Febr. 1943,

Hardenburg E. V. - *Experiments with Field Beans.* Bull. 776, Febr. 1942.

Harper F. A. — *Analyzing Data for Relationships.* Agr. Exp. Station, Mem. 231, June 1940.

Hartman J. D. — *Relation of Market Quality to the Price Received for Long Island Cauliflower.* Id., Bull. 716, Apr. 1939.

Hedlund F. F. — *Development of Assessment of Property and Collection of Taxes in Rural New York.* Id., Bull. 681, Nov. 1937.

Henderson Philip A. — *An Economic Study of Farming in Tompkins County, New York,* 1937. Id., Bull. 728, March 1940.

Henser G. F., Norris L. C., Bruckner J. H. — *Pasture Experiments with Growing Pullets.* Bull. 823, March 1945.

Henser G. F. e L. C. Norris. — *Soybean Oil Meal in Chick Rations,* Bull. 810, March 1944.

Hertel J. P. e Williamson P. — *Cost of Farm Power and Equipment* Bull. 751. Apr. 1941.

Hildebrand E. M. — *Perennial Peach Canker and the Canker Complex in New York, with Methods of Control.* Agr. Exp. Station, Mem. 276 Nov. 1947.

Hoecker R. W. — *A study of Dairy. - Farm Management in Onondaga County,* 1938 *and* 1939. Bull. 767, Oct. 1941.

Id. — *The Production and Marketing of Cabbage in New York.* Bull. 780, Apr. 1942.

Id. — *Cost and Returns for the Cabbage Enterpisc,* 1938 *and* 1939. Bull. 75 June, 1941.

Hoffman M. B. — *Controlling the Pre-Harvest Crop.* Bull. 766, July 1941.

Hoskins E. R. — *Planning program for veterans in Rural Areas.* Agr. Exp. Station. Bull. 825, Nov. 1945.

Hotchkiss A. S. — *Consumer Buying of Potatoes and Store Offerings.* Bull. 764, June 1941.

Hughes E. M. — *The Business of Milk Retailing by Producer-Distributors in New York State.* Bull. 741, Nov. 1940.

Isely D. — *A study of conditions that affect the germination of Scirpus seeds* Agr. Exp. Station Mem. 257, March 1944.

Joss A. — *An Economic Study of Land Utilization in Chautanqua County, New York*, Id., Bull. 720, June 1939.

Id. *An Economic Study of Land Utilization in Otzego County, New York.* Bull. 791, March 1943.

Justice O. L. — *A study of deformancy in seeds of polygonum.* Agr. Exp. Station, Mem. 235, May 1941.

Kauman H. F. — *Prestige classes in a New York Rural Community.* Id., Mem. 260, March 1944.

Keepper W. E. — *An Economic Study of Land Utilization in Steuben Country.* Id., New York. Bull. 674, June 1937.

Kennedy B. B. — *Relative Economy of Nutrients in Servings of Some Commonly Used Foods.* Bull. 774, Dec. 1941.

Kerr T. W. jr. — *Control of White Grubs in Strawberries.* Bull. 770, nov. 1941.

Kling H. R. — *An Economic Study of Land Utilization in Wyoming County, New York* Agr. Exp. Station Bull. 707, Nov. 1938.

Lamb J. jr., Andrews J. S., Gustafson A. F. — *Experiments in the Control of Soil Erosion in Southern New York.* Bull. 811. March 1944.

La Mont T. E. — *Agricultural Production in New York* 1866 *to* 1940 Bull. 769 Oct. 1941,

La Mont T. T. — *State Reforestation in Two New York Counties. - The Story of the Land and the People.* Agr. Exp. Station. Bull. 712. Febr. 1939.

Lee Wayne A. — *Retailing Potatoes and Other Vegetables, Buffalo, New York*, 1940. Bull. 814, Jan. 1945.

Lincoln C. e Palm C. E. — *Biology and Ecology of the Alfalfa Snout Beetle*, Agr. Exp. Station. 1941.

Linn M. B. — *The Yellows of Lettuce and Endive.* Bull. 742, Nov.1940.

Loosli J. K., Maynard L. A., e Lucas H. L. — *IV Further studies of the influence of different levels of fat intake upon milk secretion.* Agr. Exp. Station, Mem. 265, Oct. 1944.

Id., Richards B. L., Maynard L. A., Massey L. M. — *The Effect of Sulfur Dioxide, ecc.* Id., Mem. 227, Oct. 1939.

Lorenz O. A. — *Internal Breakdown of table beets.* Id., Mem. 246, June 1942.

Love H. H. e Craig W. T. — *Better Wheat for New York.* Id., Bull. 828 Jan. 1946.

Id., id. — *Wong. A Winter Barley for New York.* Bull. 796, June 1943.

Lucas H. L., Loosli J. K. e Maynard L. A. — *A study of the effect of dietary fat and fat - soluble vitamins upon milk and fat secretion.* Agr. Exp. Station, Mem. 251, June 1943.

Lutz E. A. — *Rural public- Welfare Administration and Finance in New York.* Bull. 760, June 1941.

McClellan W. D. — *Control of Powdery Milden of Roses in the Greenhouse.* Bull. 785, June 1941.

MacDaniels L. H. e Cowart F. F. — *The Development and Structure of the Apple Leaf.* Agr. Exp. Station. Mem. 258, March 1944.

Id. — *The Morphology of the Apple and other pome fruits.* Id., Mem. 230. Apr. 1940.

MacDonald H. A. — *Birdsfoot Trefoil (Lotus corniculatus L.) Its Characteristics and Potentialities as a Forage Legume*, Id., Mem. 261, May 1946.

Maynard L. A., Loosli J. K., Mc Cay C. M. — *III Further Studies of the Influence of Different Levels of Fat Intake upon Milk Secretion.* Bull. 753, Apr. 1941.

Matthysse J. G. — *Cattle Lice. - Their Biology and Control.* Agr. Exp. Station. 1946.

Matzen E. H. — *An Economic Study of Land Utilization in Cortland Country, New York*, Id., Bull. 685, Feb. 1938.

Millenky A. e Brueckner H. J. — *A Comparative Study of High Temperature, Short Time, and Holder Pasteurization.* Bull.754, Apr. 1941.

Mills W. D. — *Effects of Sprays of Lime Sulfur and of Elemental Sulfur on Apple in Relation to Yield.* Agr. Exp. Station, Mem. 273, Febr. 1947.

Misner E. G. — *Corts and Returns for the Turkey Enterprise.* Id., Bull. 827 Jan. 1946.

Id. — *Measurements and Weights of One Hundred Cows in the Cornell Dairy Herd.* Bull. 771, Nov. 1941.

Id. — *Relation of Size of Cow to Production and Cost of production of Milk.* Agric Exp. Station.

Id. — *Thirty Years of Farming in Tompkins Country, New York.* Id., Bull. 782, June 1942.

Id. — *Economic studies of vegetable Farming in New York. III — Truck-Crop Production and Prices.* Agr. Exp. Station, Bull. 679, Sept. 1937

Id. — *Economic Studies of Dairy Farming in New York. - (XIII.* 100 *Grade A Farms in the Tully Homer Area, Crop Year* 1936), Bulletin 696, May 1938. (*XVI. Factors Affecting Premiums Received in Grade A Milk Production*), Id., Bull. 698, June, 1938.

Misner E. G. a. A. T. M. Lee. — *Economic Poultry Farming in New York. - I. Commercial Poultry Farms* 1926, 1929, 1930, 1931, 1932, 1933. Id., Bull. 684. Dec. 1937.

Misner E. G. a. Baptist G. A. M. — *Economic Studies of Vegetable Farming in New York. - I. Market - Garden Farms with Greenhouses, Rochester Area.* Id., Bull. 671. May 1937.

Mygers C. H. a. Fisher W. J. — *Experimental Methods in Cabbage breeding and seed production.* Id., Mem. 259, March 1944.

Naylor H. B. a E. S. Guthrie. — *The Incubation Test as an Indication of the Keeping Quality of Butter.* Id., Bull. 739, June 1940.

Newhall A. G. — *Experiments with New Eletric Devices for Pasteurizing Soils.* Id., Bull. 731, Apr. 1940.

Id, Lawrence G. H. M., Justice O. L. — *Weed Control in Onions with Dilute Sulfuric Acid Spray.* Bull. 784, June 1942.

Nicholson V. H. — *Regional Markets in New York State.* Bull.801, Oct. 1943.

Niederhauser J. S. — *The rust of Greenhouse-Grown Spearmint and its control* - Agr. Exp. Station-Mem. 263 March 1945.

Nielsen L. W. — *Studies with silver compounds and mixtures as fungicidal sprays* — id., — Mem. 248 Nov. 1942.

NORTON C. L. e EATON H. D. — *Dry Calf. Starters for Dairy Calves.* Id., Bull. 835, Dec. 1946.

OSKAMP J. — *Soils in Relation to Fruit Growing in New York.* - Part XII. *Tree Behavior on Important Soil Profiles in the Peru, Plattsburg and Crown Point trees in Clinton and Essex Counties.* Id., Bulletin 705, Sept. '38.

PALM C. E., LINCOLN C., BUCHHOLZ A. B. — *Alfalfa Snout Beetle - Its Control and Suppression.* Bull. 757, May 1941.

PARKER K. G., COLLINS D. L., TYLER L. J., CONNOLA D. P., OZARD W. E., DIETRICH H. — *The Dutch Elm disease : Association of « Ceratostomella Ulmi » with « Scolytus Multistriatus » its advance into « new areas » method of determing its distribution and control of the disease* Agr. Exp. Station, Mem. 275, Nov. 1947.

PARSONS M. S. — *Effect of Changes in Milk and Feed Prices and in Other Factor Upon Milk Production in New York.* Id., Bull. 688, March 1938.

PASCHAL J. L. — *Economic Studies of Vegetable Farming in New York.* - II. *Market - Garden Farms without Greenhouses, Rochester Area,* Id., Bull. 673. June 1937.

PLATENIUS H. — *Handling and Shipping Lettuce in New York.* Id., Bull. 732, May 1940.

ID. — *Problems of Packaging Vegetables for Upstate New York Markets.* Bull. 779, Apr. 1942.

POST K. — *Effects of Daylenght and Temperature on Growth and Flowering of Some Florist Crops.* Bull. 787, Nov. 1942.

ID. — *Effects of Mineral-Nutrient Deficiencies and Excesses upon the Vegetative Growth and Flowering of Sweet Peas.* Bull. 745, Dec. 1940.

PULLEN W. E. — *Muckband and Upland Potatoes : grade quality and wholesale price at Buffalo and Rochester.* Bull. 837 Apr. 1947.

RAWLINS W. A. — *Biology and control of the Wheat Wireworm, Agriotes Macus Say.* Bull. 738, June 1940.

RAEBURN JOHN R. — *Joint correlation applied to the quality and price of Mc Intosh apples.* Agr. Exp. Stat. Mem. 220. March 1939

RALEIGH G. J., LORENZ O. A., SAYRE C. B. — *Studies on the Control of Internal Breakdown of Table Beets by the use of Boron.* Bull. 752. Apr. 1941.

RASMUSSEN M. P — *Some Facts Concerning Means of Transportation and Methods Used in Marketing New York State Fruits and Vegetable.* Agr. Exp. Station, Bull. 697, June 1938.

ID. e WILLIAMSON P. S. — *Some Facts Concerning Costs of Operation of Farm Motor Trucks,* Bull. 747, Jan. 1941.

ID. — *Marketing Fruits and Vegetables on Farmers' Markets, New York Metropolitan District.* Agr. Exp. Station. Bull. 709, Dec. 1938.

ID., QUITSLAND F. A., CAKE E. W. — *Fruit and vegetable stores as retail outlets for fruit.* Bull. 815 Febr. 1945.

ID., ID., ID. — *Hucksters and Pushcart operators as Retailers of Fruit.* Id., Bull. 820, March 1945, Ithaca-New York.

REUTHER W. — *Studies concerning the supply of available potassium in certain New York Orchard Soils.* Mem. 241, Dec. 1941.

ROLLINS M. A. — *Installment Credit in the Sale of Washing Machines.* Bull. 743, Nov. 1940.

ROMANOFF A. L., SMITH L. L., SULLIVAN R. A. — *Biochemistry and biophysics of the developing hen's egg. III Influence of temperature.* Agr. Exper. Station Mem. 216, June 1938.

SANDERSON D. — *Relation of size of community to marital status.* Ithaca-New York. Id., Mem. 200, Febr. 1937.

SCHOLES J. C. HUTT F. B. — *The relation between body temperature and genetic resistance to « Salmonella Pullorum » in the Fowl,* Id., Memoir 244, June 1942.

SKAPTASON J. B. — *Studies on the bacterial ring-rot disease of potatoes.* Id., Mem. 250, Febr. 1943.

SMITH W. M. jr. — *The social participation of rural young married couples.* Bull. 812, July 1944.

SMOCK R. M. — *The Influence of Stored Apples on the Ripening of other Apples Stored with them.* Bull. 799, June 1943.

ID. e VAN DOREN A. — *Controlled - Atmosphere Storage of Apples.* Bull. 762, June 1941.

ID., ID. — *Studies on Bitter Pit of the Apple.* Mem. 234. Apr. 1941.

SOUTHWICK F. W. — *Studies on Storage Scald of Apples.* Bull. 813, Jan. 1945.

STROMBERG E. T. — *The Influence of the Central Rural School on Community Organization.* Agr. Exp. Station.

SWEET R. D. — *Cultivation Studies of Certain Vegetables Grown on Peat Soils.* Bull. 795, June 1943.

THOMPSON H. C. — *Spacing affects yield of asparagus.* Bull. 822, March 1945.

ID., e SMITH O. — *Seedstalk and Bulb Development in the Onion (Allium cepa L.*). 1938.

TZE-CHIN RUO L. — *Changes in Population in New York and their significance for local Government.* Bull. 775, Febr. 1942.

VAN DER MERWE C. — *Effects of currency depreciation on prices, production, and foreign trade,* 1929 *to* 1937. Agr. Exp. Station. Mem. 242, Apr. 1942,

VAN WAGENEN A. — *Changes in Seasonal Variation of the Whole sale Price of Eggs in New York City.* Bull. 808, March 1944.

WARREN J. — *Use of Time in its Relation to Home Management.* Agr. Exp. Station, Bull. 734, June 1940.

WATKINS T. C. — *Clover Leafhopper («Aceratagalbia sanguinolenta Prov.»).* Bull. 758, May 1941.

WELCH D. S. e MAC DANIELS L. H. — *Apple-Tree Pruning Wounds. - Treatment and healing in sound and winter-injured trees.* Agr. Exp. Station, Bull. 821. Oct. 1945.

WHITE O. H. — *An Economic Study of Land Utilization in Clinton County, New York.* Id., Bull. 689, Apr. 1938.

ID. — *Receipts and Expenditures of Rural New York Counties.* Id., Bull. 729. Apr. 1940.

WILLETT E. L. a. SALISBURY G. W. — *The effect of various diluters, cooling rate, temperature of storage and some other factors, on the livability of spermatozoa in stores samples of bull semen.* Id., Mem. 249. Nov. 1942.

WILLIAMSON P. S. — *Cost and Returns from Farm Enterprises.* Bull. 750, May 1941.

WILLMAN J. P. e MORRISON F. B. — *Feeding Experiments with Growing and Fattening Pigs.* Bull. 836. Apr. 1947.

ID. e ID. — *Protein and Vitamin Supplements for Growing and Fattening Pigs.* Agr. Exp. Station, Bull. 730. Aprl 1940.

ID. e ID., KLOSTERMAN E. W. — *Lamb-Feeding Experiments.* Id, Bulletin 834. Aug. 1946.

WILSON J. K. — *The symbiotic performance of isolates from soybean with species of crotalaria and certain other plants.* Agr. Exp. Station. Mem. 267, March 1945.

ID. — *Nitrons acid and the boss of nitrogen.* Id. Mem. 253, Oct. 1943.

ID. — *Variation in Seed as Shown by Symbiosis.* Id., Mem. 272, March 1946.

ID. — *Destruction of certain Vitamins and Pigments by Nitrons Acid.* Id., Mem. 271, March 1945.

ID. — *Symbiotic Segregation of Stains of the Root Nodule Bacterio by Leguminous Plants.* Id., Mem. 279, Apr. 1948.

WILSON W. T. e EFFERSAN J. N. — *An Economic Study of Land Utilition in Monroe County, New York.* Id., Bull. 683, Nov. 1937.

WOOD M. A. — *Potatoes in Institution Food Service. - Cooking Qualities, Waste in Preparation, Buryes' Preferences and Practices.* Bull. 798, June 1943.

WOODIN M. D. — *Changes in the Prices of Apples and Other Fruits.* Bull. 773. Dec. 1941.

ID. — *Prices of Apple Varieties as a Factor in Variety Selection.* Bull. 761, June 1941.

WORTHEN E. L. — *Fertilizers and Field Crops :* I. *Results of Sixteen Years of Experiments on Volusia Silt Laam in Allegany Country, New York* Bull. 748. — *Results of Sixteen Years of Experiments on Honeoye Silty Clay Loam in Monroe County, New York.* Bull. 749. — *Fertilizers and Field Crops III. Results fo Twenty Years of Experiments on Volusia Silt Loam in Cortland County, New York.* Bull. 750, March 1941.

PUBBLICAZIONI UFFICIALI

Australia

Handbook of the Commonwealth of Australia, P. I, Oversea Settl. Dep. Caxton House Westminster, 1925.

Belgio

INST. NATIONAL DE STAT. — *Démographie de la Belgique de* 1940 *à* 1945. Bruxelles, 1947.

Brasile

DIRECTORIA DE ESTATISTICA INDUSTRIA E COMERCIO DA SECRETARIA DA AGRICULTURA - SAO PAULO. – *Comercio de Cabotagem pelo Porto de Sanctos*-Biennio 1939-40, 1940-41.

ID. — *Estatistica do Comercio do Porto de Sanctos com os paises estrangeiros.* 1940, 1940-41, 1941-42.

Estadual de Estatistica Estado de Santa Caterina. — *Divisao administrativa e judiciaria de Santa Catarina.* Estado de S. Caterina, 1941.

Inst. Brasileiro de Geogr. e Estatistica - Rio de Janeiro. — *Anuario Estatistico do Districto Federal.* Ano VI, 1938.

Id. — *Annuario Estatitico do Brasil.* Ano V, 1939-1940.

Id. — *Convenios Nacionais de Estatistica Municipal,* 1944.

Id. — *Divisao Territorial do Brasil* (legge 2 marzo 1938), 1945.

Id. — *Educaçao e Estatistica.* 1941.

Id. — *Educaçao e Saúde.* Comunicados do órgao central de estatistica do Min. da Educaçao e Saúde., 1942.

Id. — *Fomento rural.* Resoluçao, n. 348 de 26 de julho de 1946.

Id. — *Interiorizaçao dos Centros Metropolitanos.* Resoluçao, n. 343 de 26 de Julho de 1946.

Id. — *Legislaçao Organica do Sistema Estatistico-Geografico Brasileiro* (1934-1946).

Id. — *Relatorio de* 1944, *idem* 1947. 1945-1948.

Id. — *Resoluçoes aprovadas pe la Junta Executiva Central do Conselho Nacional de Estatistica no año de* 1938 ; 1939 (n. 61 a 84) ; 1940 (n. 85 a 103, vol. IV) ;

Id. — *Moeda, Bolsas e Bancos.* « Anuario Estatistico do Brasil », Ano VIII, 1947.

Id. — *O aproveitamento das Apuraçoes do Censo Demografico de* 1940 *para a Determinaçao das Correntes de Migraçao interior.* Estudos de Estatistica teorica e aplicada. Estatistica demografica n. 1., 1948.

Id. — *Quadro dos Municipios Brasileiros vigorante no quinquênio de janeiro de* 1939 *a* 31 *de dezembro de* 1943.

Id. — *Sinopse Estatistica do Brasil* (ano IV, 1938) « Anuario Estatistico do Brasil », Idem 1946.

Id. — *Sinopse do Censo Demografico. (Dados Gerais),* Recenseamento General do Brasil 1º de Set. de 1940.

Id. — *Statistica Resumeto,* « Brazila Statistika Jarlibro », Jaro IV, 1938.

Id. — *Statute. Basic Principles Social Leadership. Brasilian Statistical System* (Three Characteristic Documents submitted to the Perusal of the Eighth American Scient. Congr.), 1940.

Id. — *Unidades Agrarias nao Decimais em Uso no Brasil,* 1948.

Id. — *Resoluçao Especial e Conjuntado do Conselho Nacional de Estatistica, Conselho Nacional de Geogr. e Comissao Censitaria Nacional no IX Aniv. do Inst. em* 29 *de majo de* 1945.

Inter Amer. Stat. Inst. — *Second session of Bureau.* (Executive Committee), 1946. Rio de Janeiro.

Min. of Foreign Affairs. — *Resources possibilities.* Rio de Janeiro, 1946.

Bulgaria

Direction General de la Statistique. — *Annuaire Statistique du Royaume de Bulgarie.* Sofia, 1941 e 1942.

Id. — *Annuaire statistique de la Ville de Sofia.* Sofia, 1942.

ID. — *Jahrbuch der Genossenschaften fur* 1939. – *Jahresberichte der bulgarischen Landwirtschaft- . und Genossenschaftsbank kreditierten Genossenschaftlichen Vereine.* Sofia, 1942.

ID. — *Statistique du commerce exterieur,* 1940-41. Sofia, 1941.

ID. — *Statistique Criminelle.* Sofia, 1942.

ID. — *Statistique de l'enseignement.* 1939-40. Sofia, 1942.

ID. — *Statistique de l'industrie encouragée* 1936. Impr. de l'Etat, Sofia, 1941.

ID. — *Statistique des Sociétés coopératives* Sofia. 1942.

Canadà

DEPARTMENT OF MINES – OTTAWA. — *Metallurgical Works in Canada.* 1924.

ID. — *Non-metal mines in Canada.* List. n. 3, 1924.

BUREAU FEDERAL DE LA STATISTIQUE. OTTAWA — *Septième Recensement du Canada* 1931, vol. XII, 1942.

ID. — *Advance Report on the National Income of Canada,* 1919-1938, 1941.

ID. — *The Official Handbook of Present Conditions and Recent Progress.* 1945, 1946.

ID. — *Canada's National Wealth.* Ottawa, 1936.

ID. — *Vital Statistics.* Analytical Rep. n. 4. Life tables for Canada and Regions, 1941 e 1931, 1947.

ID. — *Différences culturelles dans la fertilité : Canada* 1941. Ottawa, 1945.

ID. — *Différences occupationelles dans la fertilité : Canada* 1941, 1945.

ID. — *Tendances de la fertilité de la femme canadienne. Rapport preliminaire.* Bull. n. F-1, 1944.

ID. — *Tax collections* 1917 *to* 1944 *fiscal years. Estimated distribution of individual taxpayers for the* 1944 *taxation year.* Assessment Statistics 1941-42 fiscal year, 1942-43 fiscal year. 1944.

Colombia

CONTRALORIA GENERAL DE LA REPUBLICA, DIRECION NACIONAL DE ESTADISTICA. — *Estadistica fiscal y administrativa* 1942-1943.

ID. — *Informe financiero del Contralor general de la Republica de Colombia.* Alfonso Palacio Rudas, Julio, 1945.

Croazia

MINISTERO DELLE FINANZE. — *Bilancio Preventivo per il* 1943 (in croato) Zagabria, 1943.

Danimarca

DANIMARKS STATISTIK-STATISTISKE MEDDELELSER (4me série, T. 129, 5me livr. — *Nationalproduktet og Nationalindkomsten* 1930-46. (WITH a summary in English), Kobenhavn, 1948.

Finlandia

BUREAU CENTRAL DE STATISTIQUE. — *Annuaire statistique de la Finlande* 1940, 1942 ; 1944-45, Helsinki, 1941.

ID. — *Commerce extérieur.* Janvier, Février, Mars 1942), Helsinki, 1942.

ID. — *L'imposition sur le chiffre d'affaires pour l'année* 1944. Helsinki, 1946.

Finlands Bank. — *Jahrbuch* 1940, Helsinki, 1941.

Id. — *Wirtschaftliche Untersuchungen* 1942. Abteilung für Konjunkturforschung, Reihe A : 1 Helsinki, 1943.

Francia

Min. des Aff. Econ. — *Le marché mondial du coton.* Paris, 1948.

Min. des Finances. — *L'actualité économique et financière à l'étranger.*

Min. de l'Econ. Nationale. — *Le transferts internationaux de populations.* « Etudes et documents », Série B, 2) Paris, 1946.

Min. de la France d'Outre-Mer. — *Statistiques du Commerce extérieur des territoires français d'outre-mer.* Edition, 1947.

Min. de la Santé publique et de la population. — *L'Institut National d'études démographiques.* Paris, 1946.

Presid. du Conseil., Commissariat General du plan de Modernisation et d'Équipement. — *Estimation du Revenu National Français.* Paris, 1947.

Germania

Arbeitswissenschaftliches Inst. der deutschen Arbeitsfront-Berlin. — *Beiträge zur Statistik der Lebenshaltung des deutschen Arbeiters.* 1940.

Id. — *Die Frauenarbeit im Blickfeld der Krankenstatistik.* 1941.

Id. — *Eine statistische Betrachtung des Arbeitsplatzwechsels,* Schriften zur Sozialstatistik. H. 3, Stat. Zentralstelle der D. A. F., 1942.

Id. — *Die Sozialstatistik der Deutschen Arbeitsfront.* Jahrb. 1938.

Id. — *Deutsche Arbeitsfront : D. A. F.* Jahrb. 1939, vol. I, II ; 1940-41, vol. I, II.

Statistisches Reichsamt. — *Bevölkerungsentwicklung im Kriege.* Berlin, Eheschliessungen, Geburten und Sterbefälle im Jahre 1941 und im I Halbjahr 1942.

Id. — *Das deutsche Volkseinkommen vor und nach dem Kriege.* 1932.

Id. — *Neue Beiträge zum deutschen Bevölkerungsproblem.* « Wirtschaft und Statistik », n. 15, 1935.

Id. — *Wandlungen in der Schichtung der Arbeiter und Angestelltenein-kommen von* 1929 *bis* 1936.

Inghilterra

Min. of Reconstruction. — *Industrial councils and trade boards.* London, 1918.

The Registrar-General's Statistical Review of England and Wales for the year 1942. New Annual Series n. 22. P. I Medical, London, His Majestr's Stationery Office, 1946.

Islanda

Bureau de Statistique de L'Islande. — *Elections au Parlament* 1942. Reykjavik, 1943.

Id. — *Plebiscite sur l'abrogation de l'act d'union entre Danemark et Ilande et sur la constitution de la Republique de l'Islande.* Reykjavik, 1943.

Italia

F. A. O. A ROMA. — *Sericulture in the World. Annuaire international de Statistique agricole* 1941-42 *à* 1945-46, Voll. I, II, III.

GOVERNATORATO DI ROMA. — *Bilancio di previsione dell'entrata e della spesa per l'esercizio finanziario* 1940. Roma, 1941.

IST. CENTR. DI STATISTICA - ROMA. — *Censimenti e indagini per la ricostruzione nazionale eseguiti nel settembre* 1944. Dati provvisori : 1ª Ed. 1945.

ID. — *Commercio estero nell'anno* 1938.

ID. — *Movimento della popolazione e cause di morte nell'anno* 1939.

ID. — *Statistiche dell'insegnamento medio per l'anno scolastico* 1936-37 *e notizie statistiche per gli anni scolastici dal* 1932-33 *al* 1935-36.

ID. — *Annuario Statistico dell'Agricoltura italiana* 1939-1942.

ID. — *Statistica del Commercio con l'Estero.* Gen-Apr. 1947.

ID. — *Studi di Statistica Economica,* « Annali di Statistica », Serie VIII, 1947.

ID. — *Sommario statistico delle Regioni d'Italia,* 1947.

ID. E MINISTERO PER LA COSTITUENTE - ROMA. — *Compendio delle Statistiche elettorali italiane dal* 1848 *al* 1934. Vol. I e II, 1946, 1947.

ID. e MINISTERO DELL'INTERNO - ROMA. — *Elezioni per l'Assemblea Costituente e Referendum Istituzionale* (2 *giugno* 1946) Note illustrative e documentazione statistica. 1948.

ID. — *Statistica delle elezioni amministrative dell'anno* 1946 *per la ricostituzione dei consigli comunali.* 1946.

INSTITUT INTERNATIONAL D'AGRICULTURE - ROMA. — *Les grands produits agricoles. Compendium international de Statistiques,* 1924-1928. Rome, 1944.

ID. — *Documentation pour la Conférence européenne de la vie rurale* 1939. Rome, 1939.

ID. — *Répercussions de la guerre sur la situaton de l'agriculture dans les pays non-belligérants en* 1939-40 *et* 1940-1941, *n.* 12.

MAGISTRATO DELLE ACQUE (Ufficio Idrog.). — *Antichi scrittori d'idraulica veneta.* Vol. II, P. I. — *Discorsi sopra la laguna di Cristoforo Sabbadino,* 1930. P. II. *Scritture sopra la laguna di Alvise Cornaro e di Cristoforo Sabbadino,* 1941. IV. *Andrea Marini, Discorsi.* 1923, Venezia, 1923-30-41.

MIN. DELLE CORPORAZIONI - ROMA. — *Gli istituti e le imprese di assicurazione in Italia.* 1941.

ID. — *Relazione sull'attività svolta nel* 1940, *XVIII, A. di esercizio.*

MIN. PER LA COSTITUENTE - ROMA. — *Atti della Commissione per lo studio dei problemi del lavoro.* 1946.

ID. — *Rapporto della Commissione Economica presentato all'Assemblea Costituente :* I. Agricoltura ; II. Industria ; III. Problemi monetari e commercio estero ; IV. Credito e Assicurazione. V Finanza, 1946-47.

MIN. DELLE FINANZE ROMA. — *Imposte di consumo negli anni* 1936-1937 *per tutti i Comuni del Regno e negli anni* 1936-37-38 *per i Comuni Capoluoghi di Provincia,* 1941.

Id. — *Rassegna di legislazione finanziaria italiana ed estera - Notiziario Statistico.* Vol. I, 1940.

Min. dell'Interno - Roma. — *Notiziario dell'Amministrazione Sanitaria del Regno.* Anno IV, n. 3, 1941.

Id., — *Correnti migratorie e urbanesimo.* 1942.

Min. dei Lav. Pubblici - Roma. — *Elenco delle Pubblicazioni del Servizio Idrogr. Ital.,* Ott. 1940.

Min. del Lav. e della Prev. Sociale - Roma. — *La Previdenza Sociale alla fine del* 1946. - *Ordinamenti attuali e nuovi orientamenti in Italia e all'Estero.* 1947.

Messico

— *Anuario Estadistico* 1940-1941. Mexico, 1942-43.

— *Anuario Estadistico del Comercio Exterior* 1941-1942. Mexico,1943.

— *Compendio estadistico* 1947. Mexico, 1947.

— *Instituciones de credito.* Secretaria de la Economia Nacional - Direccion General de Estadistica). Mexico, 1944

— 6º *Censo de Poblacion* 1940. Jalisco, Tamaulipas, Michoacan, Mexico 1942-1943, Poblacion Municipal.

— *Tercer censo industrial.* Mexico, 1943.

New Zealand

— *Monthly Abstract of Statistics.* Vol. 13 n. 8, Aug. 1926, Wellington.

Norvegia

Norges Offisielle Statistikk - Oslo. *Annuaire Statistique de la Norvége* - 1943-45 - Oslo, 1946 — X, 123. *Aperçu de la situation économique en* 1946.

Id. — X. 121. *Assurance-maladie nationale* 33ième *année,* 1943. L'Admin. R. des Assur. Sociales, 1947.

Id. — *Bull. Mensuel,* n. 6097, 1941.

Id. — *Census of Dec.* 1st 1930 : *IX. Fertility of Marriages,* 1935.

Id. — *Dette etc. des communes Oslo,* 1946. 1941-1946, 1947.

Id. — *Les divisions civiles ecclesiastiques et judiciaires du royaume de la Norvège le* 1er *Juillet* 1941.

Id. — *Ecoles professionelles* 1938-39, 1939-40, 1940-41.

Id. — *Elections en* 1945 *pour les conseils communaux et municipaux.*

Id. — *Elections en* 1945 *pour le « Storting »,* 1947.

Id. — *Finance des communes pendant l'exercice* 1937-1938. Id. 1941-42. Id. 1943-43, 1941-46-47.

Id. — *Grandes pêches maritimes.* 1941.

Id. — *L'industrie laitière de la Norvége.* 1946.

Id. — *Norges Bergverksdrift* 1945 *Forelopige oppvager over Bergverksdriften pa Svalbard i Arene* 1941 *og* 1945. (Mines et usines) ; Id. 1944, 1946, 1947.

Id. — *Mouvement de la population pendant l'année* 1939.

Id. — *Navigation extérieure de la marine marchande norvegienne en* 1938 *et* 1939. 1946.

Id. — 1) *Données sur la production industrielle en* 1943; 2) *Données des établissement industriels en* 1942, 1942.

Id. — 1) *Données sur la production industrielle en* 1944 ; 2) *Données des établissements industriels en* 1943. 1947.

Id. — *Statistique de l'instruction publique pour l'année* 1938-39. 1941.

Id. — *Statistique postale pour l'annéee* 1940. Id. 1945, 1946.

Id. — *Statistique des télégraphes et des téléphones de l'état de Norvège pour l'année financière* 1939-1940. Id. 1944-45, 1941-46.

Id. — *Superficies agricoles et élevage du bétail. Recoltes, ecc. Années* 1945 1946.

Id. — *Traitements des fonctionnaires privés dans le mois de juillet* 1946. 1947.

Id. — *Assurance-maladie nationale* 30ieme *année; Id.*, 31ieme *a.; id.* 32ieme *a.* 1942-43-44.

Id. — *Assurances de l'Etat contre les accidents pour les travailleurs de l'Industrie.* 1941.

Id. — *Assurances de l'Etat contre les accidents des marins*, 1937-1938. 1941

Id. — *Nasionalinntekten I Norge* 1935-43. – *Realkapitalm* 1939 *og Kapitalredksjonen under Krigen Okkupajonsiskostnadem.* 1946.

Id. — *Recensement du* 20 *Juin* 1939. – *II. Données spéciales sur les exploitations, ouvriers, etc.* 1941.

Id. — *Recensement représentatif d'habitations au* Ier *Novembre* 1938.

Id. — *Répartition d'impôts* 1941.

Id. — *Salaires des ouvriers*, 1945. 1947.

Id. — *Statistique des banques privées par actions et des caisses d'épargne pour l'année* 1940 *id* 1942 ; *id.* 1944 ; *id.* 1945 ; *id.* 1946 ; *id* 1947.

Id. — *Statistique des chemins de fer norvégiens pour l'exercice* 1939-40. *Id.* 1940-41 . 1941-1945.

Id. — *Statistique de commerce de la Norvège pendant l'année* 1944. *Id.* 1945 1946-1947.

Id. — *Statistique de la criminalité pour les années* 1943 *et* 1944. 1947.

Id. — *Statistique des hospices d'aliénés pour l'année* 1939. *Id.* 1942, 1941-46.

Id. — *Stattstique industrielle :* 1) *Données sur la production industrielle en* 1939 ; 2) *Données des établissements industriels en* 1938, 1941.

Id. — *Sociétés d'assurarces* 1940 – *Rapport du Conséil d'assurances*, 1941.

Id. — *Id.*, 1944, 1946 ; *Id.* 1945, 1947.

Id. — *Statistique de l'office national d'assurance contre l'incendie pour les années* 1938-1940-1941-1943 - 1941-1946.

Id. — *International Whaling Statistics XV, id.* XVI, 1941-1942.

Id. — X 131, *Norges Postverket* 1946, 1947.

Olanda

Central bureau voor de statistiek. — *Jaarcijfers voor Nederland* 1940, *id.* 1941-1942 - s'Gravenhage, 1942, 1943.

Inst. intern. de stat. La Haye. — *Nomenclatures Internationales des causes de décès* 1938, 1940.

ID. — *Statistique Internationale des grandes Villes* - 1931, 1931.

ID. — *Id. Statistique de l'electricité, du gaz et de l'eau dans les grandes Villes* - 1934, 1939.

ID. — *Id. Statistique du Logement dans les grandes Villes* 1928-1934.

ID. — *Id., Statistique du Tourisme dans les grandes Villes* 1929-1934, 1938.

ID. — *Id. - Territorire et population des grandes Villes* 1928-1934. La Haye, 1939.

Statistical Abstract of Palestine 1944-45, 8th ed., 1946.

Palestina

DEP. OF STAT. PALESTINE GOV. — *Vital Statistics Tables* 1922-1945. Jerusalem, 1947.

Portogallo

INST. NACIONAL DE ESTATISTICA. — *Lisboa - Anuario demografico Ano de* 1939, 1941, 1942, 1943, 1944, 1946 - 1941, 1944, 1947.

ID. — *Anuario Estatistico* 1942, 1943, 1944.

ID. — *Anuario Estatistico das Contribuicoes e Impostos - Ano de* 1942, 1944.

ID. — *Id. Ano de* 1943, 1945.

ID. — *Anuario Estatistico do Imperio Colonial,* 1943, *id.*, 1944, 1943, 1945.

ID. — *Boletin Mensual.* Gennaio 1946, n. 1, 1946.

ID. — *Cadastro do Reino* 1801-1812.

ID. — *Comercio externo Ano de* 1941. Voll. I e II, 1942.

ID. — *Estatistica dos Acidentes de Trabalho no ano de* 1939, Porto, 1941.

ID. — *Estatistica Agricola* 1943, 1945.

ID. — *Estatistica da Educaçao - Ano lectivo de* 1940-41 ; *id.*, 1945-46, 1947.

ID. — *Estatistica Industrial* 1943 ; *id.*, 1944, 1945.

ID. — *Estatistica judiciaria : Ano* 1941, 1942, 1944.

ID. — *Estatistica de Organizaçao Corporativa - Anos de* 1938-1939. Porto, 1941, *id.*, 1940, *id.* 1944, *id.* 1945, *id.* 1946 - 1942, 1945, 1946, 1947.

ID. — *Estatistica das Sociedades,* 1939. 1941.

ID. — *Numeros indices do comercio externo das colonias portuguesas de Africa,* 1945.

ID. — *Rendimento nominal dos titulos nacionais,* 1945.

ID. — *Situaçao Bancaria - Ano* 1942, 1943, 1944, 1945.

ID. — *Tabula de mortalidade da populaçao portuguesa* (1939-1942), 1945.

ID., — *Exposé des motifs précédant le decret qui a approuvé le budget pour l'année financière* 1941 ; *id.* 1942, 1942.

MIN. DAS OBRAS PUBLICAS E COMUNICACOES - COMMISSARIADO DO DESEMPREGO - *Boletim de Janeiro e Fevereiro* 1942.

MIN. DE TRABAJO - DIR. GEN. DE ESTATISTICA. — Lisboa - *Indices ponderados de precios al por major del mes de junio, julio, agosto, septembre, octobre* 1945, 1946.

Id., — *Statut du Travail national de la République Portugaise*, 1940.

Id., — *Le voyage présidentiel aux colonies et la crise européenne*, 1940.

Repubblica Argentina

Banco de la Nacion Argentina - Buenos Aires. — *Inauguracion de su nuevo edificio.* (Julio 21 de 1944), 1944.

Id., Id. — *El Banco de la Nacion Argentina en su cenquentenario - MCCMXCI-MCMXLI*, 1941.

Id. - Min. Dir. gen. de estadistica - Buenos Aires. — *El movimiento demografico en los territorios nacionales de la Republica Argentina en los anos* 1933 *a* 1941, 1942.

Id., Id. — *Sintesis estadistica mensual de la Republica Argentina.* Febr. 1947.

Repubblica Dominicana

Direccion Gen. de Estadistica - Ciudad Trujllo. — *Album Estadistico-Grafico* 1944 - (Ano del Centenario), 1944.

Id. — *Anuario Estadistico.* Ano 1938, T. II; 1943, I.

Id. — *Estadistica de los Accidentes del Trabajo* - 1944-45, 1947-48.

Id. — *Estadistica de los Accidentes de Transito Terrestre* 1945-46. 1948.

Id. — *Estadistica Bancaria* - 1945-46, 1947.

Id., Id. — *Estadistica Demografica* - 1943-1946, 1947.

Id. — *Estadistica de los Negocios de Seguros* - 1942-1943, 1944-1945-1946, 1946-1948.

Id. — *Estadistica del Salario en Ciudad Trujillo - noviembre de* 1945, *mayo de* 1946, 1946-47.

Id. — *Estadistica del suicidio en la Republica Dominicana* 1945-1946, 1948.

Id. — *Exportacion de la Republica Dominicana - Vol. XIV*, 1945, (n. 1-13), Vol. XV, 1946, (n. 1-13), 1946-47.

Id. — *Finanzas Municipales - Estadisticas de Ingresos y Egresos - vol. IX*, 1944, *vol. X*, 1945, 1946-47.

Id. — *Importacion de la Republica Dominicana* - 1945, 1946.

Id. — *Leyes sobre el servicio de Estadistica Nac.* 1947.

Id. — *Poblacion de la Republica Dominicana*, 1945.

Id., Id. — *Sacrificio de Ganado* - 1944-1945-1946, 1947-48.

Id. — *Registro Publico - Estadistica de Operaciones Registradas* 1945-1946, 1947.

Repubblica de Panama

— *Censo agro-pecuario de la Prov. de Herrera*, 1945. Panama, 1947, id., *de la prov. de Los Santos*, 1945, id. *del Distrito de Penonomé*, 1943 - (por J. Rivera - O. Hooper), id., 1945.

Romania

Inst. central de stat. - Bucarest. — *Analele.* Vol. 1° e 2°, 1942 e 1945.

Id. — *Anuarul*, 1939, 1940.

Id. — *Breviarul Statistica al Românei.* Vol. II, 1939.

Id. — *Indreptarul Statistic al Judetului - Covurlui.* (Ris. provvis. cens. agr. e d. popol. al 25 gen. 1948 e Elenco d. imprese ind. e di trasporto all'ott. 1947) ; *id.*, 1948.

Id. — *Populatia si Cladirile municipiului Bucuresti in* 1948. Res. prov. 1948.

Id. — *Statistica industriei extractive - Anul XLI*, 1939, 1942.

Id. — *Statistique des prix en détail pendant l'année* 1940, 1942.

Id. — *Statistica societatilor anonime din Romania.* Vol. XXII, 1940, 1942.

Id. — *Statistisches Taschenbuch von Rumaenien*, 1941.

Id. — *Miscarea Populatiei Romăniei in anul* 1940, 1940.

Id. — *Recensámantul General al Romaniei din* 1941 6 *aprile - Date sumare provizorii*, 1944.

Soc. delle Nazioni

— *Annuaire Statistique de la Societé des Nations*, 1942-44. Genéve, 1945.

Spagna

Inst. Nacional de Estadistica - Madrid. — *Datos estadisticos de Espana*, 1947.

Id. — *La verdad de Espana - Datos estadisticos*, 1948.

Id. — *Annuario Estadistico* 1941 ; 1942 ; 1946-47 ; 1947 (Edicion manual). Madrid, 1942-1947.

Id. — *Ley de Estadistica de* 31 *de diciembre de* 1945 - *Reglamento de* 2 *de febrero de* 1948. *Madrid*, 1948.

Id. — *Tablas de mortalidad de la Poblacion espanola* 1930-31. Madrid, 1946.

Id. — *Doctrinas de los tratadistas espanoles de los siglos XVI y XVII sobre el Comunismo.* Madrid, 1945.

Stati Uniti

Dep. of Agriculture - Washington. *Adequacy of summer precipitation data for specialized crop areas of North Caroline.* Jan. 1943. Census of agriculture, Vol. I, P. II.

Id. — *Agricultural Statistics* 1947.

Id. — *Climate and man. Yearbook of Agriculture* 1941, *Washington*, 1942.

Id. — *The use of change in condition after a given date to establish a line of relationship*, January. 1939.

Id. — *Dairy and Poultry Market Statistics* 1942 ; id., 1943.

Id. — *Effective precipitation in relation to crop Yields*, id., 1936.

Id. — *Influence of Vegetation Watershed treatment on Run-Off, Silting, and Stream - Flow - A Progress Report of Research*, 1940.

Id. — *Report on Process in the Development and improvement of estimating methods*, id., id., 1943.

Id. — *The crop and livestock reporting Service of the United States*- id., id., 1933.

Id. — *The use of pasture condition in interpreting reported condition and yield of burley tobacco*, id., id., 1942.

Id. — *Sciencei in Farming*, The Yearbook af Agriculture 1943-1947.

Dep. of commerce - Bureau of the Census - Washington. — *A chepter in population sampling.* (Census of 1940).

Id. — *Births, Stillbirths, Deaths and Infant Mortality : United States* 1938, 1940.

Id. — *Census Publications* 1946 - *Catalog and Subject Guide.* 1947.

Id. — *Census of Religious Bodies :* 1936 - *United States Summary,* (Aug. 1, 1940).

Id. — *Cotton Production in the United States - Crop of* 1939. *id.*, 1940. 1939, 1941.

Id. — *County Data Book.* 1947.

Id. — *County Finances :* 1944 - *Compendium.* 1947.

Id. — *Index of data tabulated from the* 1930 *Census of population.* (Including unemployment).

Id. — *Labor Force, Employment and Unemployment in the U.S.,* 1940. *to* 1946. (Includes revised statistics for 1940 to 1945). Labor Off. Bull. n. 2.

Id. — *List of Reporter and publications relating to vital statistics.*

Id. — *Live births by number of child, age of mother. and race : United States,* 1938, 1940.

Id. — *Marriage and Divorce Statistics United States :* 1887-1937, 1940.

Id. — *Population Bulletin Families Alabama* 1930.

Id. — Id., *Wisconsin* 1930.

Id. - Sixteenth Census of the U. S. 1940. — *Mineral Industries* 1939 - 1941 - *Preliminary Sulfur* Washington, 1940.

Id. — *Population - Characteristics of the Population.* U. S. Summary.

Id. — *Population - Characteristics of the Nonwhite - Population by race.*

Id. — *Population - Differential Fertility* 1940 *and* 1910.

Id. — *Population - Internal Migration* 1935 *to* 1940.

Id. — *Population - Nativity and Parentage of the White Population.*

Id. — *Population - Education - Educational Attainment of Children by Rental Value of Home.*

Id. — *Vital Statistics.* 27 Sept. 1937.

Id. — *Statistical Abstract of the United States* 1947. 68th Ed. 1947.

Dep. of commerce and Labor. — *Bull. of the Bureau of Census - n.* 84, *Sept.* 1909 - 1909.

Id. — *Bulletin of the Department of Labor,* n. 45, Mar. 1903 ; id., n. 47, Lug. 1903, Washington, 1903.

Dep. of Labor - Washington. — *Code for identification of Gas - Mask Canisters.* Amer. Standards Assoc., 1930.

Id. — *Code of lighting factories, mills and other work places - Revision of* 1930. Bull. 556, Safety Code Series, Oct. 1931.

Id. — *Code of lighting school building.,* id., 1925.

Id. — *Earning and hours in the Carpet and Rug Industry.* « Monthly Labor Review », July 1940.

Id. — *Earning and hours in the embroideries industry* 1940, d., 11940.

Id. — *Earning and hours in the men's robe industry* 1938, id., March 1940.

Id. — *Earning and hours in the portable-lamp and lamp - shade industries, february and march* 1940, id., Jan. 1941.

Id. — *Earning and hours in the paper board Industry.* 1941.

Id. — *Factory-Labor Turn-over,* 1931 *to* 1939.

Id. — *Family Expenditures in Selected Cities* 1935-36. Vol. I - Housing, id., 1935-36, vol. II - Food. Id., vol. V - Medical Care. Id., 1935-36, vol. VI - Travel and Transportation. Id., 1935-36, vol. VII - Recreation, Reading, Formal Education, Tobacco, Contributions and Personal Taxes. 1940-41.

Id. — *Fluctuation in Employment in Ohio* 1914 *to* 1929. - 1932.

Id. — *Hourly Earnings in the Leather Industry.* Sept. 1939. « Monthly Labor Review ». Apr. 1940.

Id. — *Hourly Earning in Luggage and Miscellaneous Products industries* 1939, id., Oct. 1940.

Id. — *Legislation regarding aliens in the United States.* Id., Aug. 1940, 1946.

Id. — *Manual on Industrial - Injury Statistics.* 1940.

Dep. of Labor - Bureau of Labor statistics - Washington. — *Building permits in the principal cities of the United States in* 1930, 1932.

Id. — *Cargo Handling and Longshore Labor conditions* - (Bull. n. 550 - Productivity Series - Febr. 1932).

Id. — *Causes and prevention of accidents in lumber manufacture* - 1939. « The Monthly Labor Review », Sept. 1940 - 1940.

Id. — *Consumers' Cooperatives* - 1939. Id., Oct. 1940.

Id. — *Consumers' cooperative law of the district of Columbia.* — Id., Aug. 1940.

Id. — *Convict Labor in 1923.* — 1925.

Id. — *Cort decision of interest to Labor.* — « Monthly Labor Review ». (May 1940).

Id. — *Food expenditures of wage earners and clerical workers.* — Serial n. R. 1160 - « Monthly Labor Review » Aug. 1940.

Id. — *Hours and Earning in Bituminous Coal Mining* 1922, 1924 *and* 1926 - 1927.

Id. — *Hours-of-Labor - Legislation in the United States.* Id.

Id. — *Labor Decisions of the Supreme Court,* 1939-40. - Id., Aug. 1940.

Id. — *Labor Laws and their Administration* 1936 - Proceed. of the 22nd Convention of the Intern. Assoc. of Governmental Labor Officials, Topeka, Kans. Sept. 1936.

Id. — 1937. 23rd. Conv. Sept. 1937.

Id. — 1938. 24th Conv., Sept. 1938.

Id. — 1940. 26th Conv., Sept. 1940.

Id. — *Labor legislation of Mexico.* Washington, 1932.

Id. — *Labor Offices in the U. S. and in Canada* - May 15-1941.

ID. — *Minimum-wage legislation as of January* 1, 1940. « Monthly Labor Review ». Apr. 1940.

ID. — *Operation of Savings-Bank Life Insurance in Massachussetts and New York.* 1941.

ID. — *Pay of enlisted personnel in the U. S. Army and Navy.* Serial n. R. 1138. « Monthly Labor Rev. ». July 1940.

ID. — *Prison-Labor legislation, as of june* 1, 1940, *Extent of Problem.* (Serial n. R. 1130). « The Monthly Labor Review », June, 1940.

ID. — *Problems of Workman's Compensation Administration, in the U. S. and Canada.* 1940.

ID. — *Proceedings of the 6th annual meeting of the International Association of industrial accident boards and commissions.* Toronto, Canadà, Sept. 23-26, 1919.

ID. — *Proceedings of the Annual meeting Intern. Assoc. of Public Employment Services, Washington D. C.* Sept. 11-13, 1922.

ID. — *11th annual meeding.* Toronto, Canada. Sept. 4-7, 1923, Bull. n. 355, 1924.

ID. — Id., of the *12th annual meeding.* Chicago, III. May 1923, 1924.

ID. — Id., *7th Annual meeting* S. Francisco, Calif. Sept. 20-24, 1920.

ID. — *Productivity of Labor in the Glass Industry.* 1927.

ID. — *Public old-age pensions and insurance in the United States and in Foreign Countries.* Washington, 1932.

ID. — *Report of the advisory committee on employment statistics.* Washington, 1931.

ID. — *Retail Prices* - 1913 *to december* 1919. Bull. n. 270. Febr. 1921. Washington, 1921.

ID. — *Retail Prices of Food* 1923-36. 1938.

ID. — *Safety Code for rubber mills and calenders.* 1927.

ID. — *Safety Code for mechanical power-transmission apparatus First revision - Rules for guarding prime movers, intermediate equipment, and driven machines.* 1928.

ID. — *Safety Code for paper and pulp mills.* 1926.

ID. — *Safety Code for forning and hot metal stamping.* 1927.

ID. — *Safety Code for the use care, and protection of abrasive wheels.* 1930.

ID. — *Safety Code for woodworking plants as revised.* 1930.

ID. — *Salaries and Hours of Labor in Municipal Police Departments.* July 1, 1938, Vol. II, P. I., II e III. Voll. IV, V, VI, VII, IX. Washington, 1941.

ID. — *Salaries and Hours of Labor in Municipal Fire Departments.* July 1, 1938, Vol. II, P. I, II e III, Voll. VI, VII, IX. Wahington, 1941.

ID. — *Strikes in* 1939. « The Monthly Review ». May 1940,

ID. — *Textile safety code.* Approved Sept. 18-1929. n. 509. Safety Code Series. Dec. 1929.

ID. — *Technological changes and employment in the U. S. Postal service* Bull. n. 574. Dec. 1932.

ID. — *Two Years of the Fair Labor Standards Act.* « Monthly Labor Review ». Sept. 1940.

Id. — *Union Wages, Hours, and Working Conditions of Motortrukc Drivers. June* 1939. 1940.

Id. — *Union Wages, Hours, and Working Conditions in the Building Trades - June* 1, 1939. 1940.

Id. — *Union Wages, Hours, and Working Conditions in the Printing Trades - June* 1, 1939. 1940.

Id. — *Wages and hours in the Jewelry industry, february* 1940. « Monthly Labor Review », Jan. 1941.

Id. — *Wages and hours of Labor in the Boot and Shoe industry* 1907 *to* 1914. Bull. n. 178. Aug. 1915.

Id. — 1907 *to* 1916. Bull. n. 232. May 1918.

Id. — 1907 *to* 1918. Bull. n. 260, Nov. 1919.

Id. — 1907 *to* 1920. Bull. n. 278. Apr. 1921.

Id. — *Wagesg and Hours of Labor in Cotton goods manufacturing and finishin* 1916. Bull. n. 239. Apr. 1918.

Id. — Id., 1918. Bull. n. 262. Nov. 1919.

Id. — *Wages and hours of labor in the furniture industry* 1910 *to* 1931. Bull. n. 571, Nov. 1932.

Id. — *The Wage and Hour Structure of the Furniture - Manufacturing Industry.* Oct. 1937. Bull. n. 669, 1940.

Id. — *Wages and Hours of Labor in the Iron and Steel Industry :* 1907 *to* 1920. Bull. n. 305. 1932.

Id. — *Id.*, 1931. Bull. n. 567, Dec. 1932.

Id. — *Wages and Hours of Labor in the Manufacture of Silk and Rayon Goods :* 1931. Bull. n. 568, Nov. 1932.

Id. — *Wages and hours of Labor in metalliferous mines* - 1924 *and* 1931. Bull. n. 573. Jan. 1933.

Id. — *Wages, Hours and Working Conditions in Union Bakeries, June* 1, 1939. Bull. n. 673. 1940.

Id. — *Wages, Hours and Working Conditions of U. S. Railway Employees, June* 1, 1939. (Serial n. R. 1078), 1940.

Treasury dep. bureau of internal. revenue. — *Statistics of Income for* 1942. P. I e II, 1945, 1947

Svezia

— *Adjustment of Swedish Life Insurance to changes in the economic conditions.* Official Rep., Stockholm, 1946.

— *Akhebolaget Svenska Handelobanken.* Stockholm, 1940.

— *Annuaire statistique de la ville de Stockholm,* 1940. *Id.* 1940.

— *Handelsbanken's Index* (suppl.). - *Government Measures for the relief of Agriculture in Sweden.* Id. 1939.

— *Konjunkturläget - Hosten* 1941 Meddelanden fran Konjunkturinstitutet ; Ser. A. 9. Id., 1942.

— *Legislation et activités sociales en Suède.* Stockholm, 1939.

— *Social Arsbok* 1940. Id. 1941.

— *Social Work in Stockholm.* Uppsala, 1937.

— *Série : Statistique de la ville de Stockholm. –X. Enquêtes spéciales.* n. 17. Chômage des employés de commerce, 1938. n. 19. Orientation professionelle, 1939 ; n. 20. Betänkande angäende Stockholms Stads Socialförvaltning, 1941 ; 21. Betänkndde angäende dispositionen av platser för sjukhusvard. M. M. 1941.

— *Statistiska Föreningen* 1940-41. Stockholm ,1941.

— *Stockholm just nu.* Id., 1939.

— *Folkmängden och des förändringar. - Folkrakningen den 31 december 1945 av Statistiska Centralbyroan.n* II : 1. Partiella Undersökningar (Tolveedelssamplingen) Id., 1948.

Svenska Personal Pensionskassan. — *Styrelse-och Revisionsberättelser far ar* 1940. Id., 1941.

Svizzera

Bureau Federal de Statistique - Bern — *Mouvement dè la population en Suisse* 164ème fasc. 1946.

Id. — *Annuaire Statistique de la Suisse,* 1945. Basel, 1946.

Id. Administration Fédérale des contributions. — *Sacrifice pour la défense nationale.* 1940 : *a*) Canton de Genève ; *b*) Canton de Vaud ; *c*) Canton de Neuchâtel. *Id.* 1945 : Canton de Neuchâtel.

Id., Id. — Eidgenössiccqe Steuerverwaltung *Eidgenossische Wehropfer* 1940. Canton : Bern, Appenzell, Nidwalden, Schaffhausen, Zurich, Aarau, Luzern, Appenzell A. Rh., St. Gallen, Basel/Stadt, Basel/Land, Graubunden.

Id., Id. — Eidgenössische Steurwaltung. Eidg. Wehrsteuer III Periode, Eidg. Wehropfer 1945, Kanton Appenzell I. R. H.

Id., Id. — Eidgenössische Steuerverwaltung. *Eidg. Wehrsteuer III per. Eidg. Wehropfer* 1945. *Kanton Obwalden.*

Id., Id. — Eidgenössische Steuerverwaltung. *Eidg. Wehrsteuer III Periode. Eidg. Wehropfer* 1945. Kanton Uri.

Id., Id. — *Charge fiscale en Suisse en* 1942. *Id.* 1945. *Id.* 1946.

Id. — *Bétail de Rente* 1946. - *Resultats provisoires par cantons et districts.* 1946.

Id. — *Budgets familiaux de la population salariée* 1936-37 *et* 1937-38. 42ème supplément de la « Vie économique », 1942.

Id. — *Contribution fédérale de crise.* Resultats de la IIIème période 1938-1939. 1941.

Id. — *Les Entreprises en suisse* 1939. 1947.

Id. — *Les étudiants en Suisse. — Enquête de* 1946

Id. — *Exploitations agricoles par classes de grandeur, cantons et communes* 1939 1945.

Id. — *Finances et impôts de la Confédération des Cantons et des Villes* 1944-45. 1946.

Id. — *Installations de gymnastique et de sport. - Gymnastique scolaire en Suisse,* 1944. 1946.

Id. — *Mariages, naissances et decés en Suisse de* 1891 *à* 1900. 1908-16. 1916 : I Partie - Mariages contractés et mariages dissous ; II. Partie - Les naissances ; III Partie V. Tables de mortalité 1889-1900.

Id. — *Mouvement de la population en Suisse,* 1939, 1943,1944. 1941-1946.

Id. — *Neue schweizerische Sterbetafeln.* 1942.

Id. — *Recensement Fédéral de la population* 1er *Dec.* 1941. - *Population de résidence des communes.* (Résultats provisoires). 1942.

Id. — *Population suisse repartie par cantons et communes d'origine.* 1947.

Id. — *Canton de Fribourg* Id. ; *Canton de Neuchâtel, Canton du Valois, Canton Ticino, Kanton Bern. Kantone Uri, Schwyz, Unterwalden of und Nid Dem Wald, Kanton St. Gallen.*

Id. — *Recensement Fédéral des Entreprises du 24 août* 1939. *Exploitations agricoles par systèmes d'utilisation du sol et genres d'entreprises* 1939. 1946.

Id. — *Exploitations horticoles, forestières et de pêche en Suisse* 1939.

Id. — *Statistique suisse des Caisses de Pensions. - Institutions d'Assurance et de Prévoyance en Suisse.* Berne, 1947.

Id. — *Statistique Forestière suisse* 1939 *et moyenne des années* 1935-39

Id. — *Id.*, 1944 *et moyenne des années* 1940-44.

Id. — *Statistisches Jahrbuch der Schweiz* 1940. Bern, 1941.

Id. — *Subventions fédérales et parts légales* 1938-1939 ; 1944-45. Bern, 1938-1945.

Id. — *Tables de mortalité de la population suisse* 1931-41 *et* 1939-44. Nombres de commutation et primes pures. Bern, 1948.

Id. — *Examen de gymnastique lors des recrutement* 1944. Contribution à la statistique suisse, 18ème fasc. Bern 1948.

Turchia

Off. Central des Statistiques - Ankara. — *Petit Annuaire Statistique* 1938-39, Vol. I, Publ. n. 148, *Id.* 1939-40. Vol. II Publ. 171.1940-41.

Id. — *Statistique annuelle de Commerce extérieur et Statistique mensuelle du décembre. Commerce Spécial.* 1941-1942-1943-1944-1945.

Ungheria

Off. Centr. Royal Hongrois de Statistique. — *Annuaire Statistique Hongrois* Nouveau cours XLVII, 1939. *Id.*, Nouveau cours XLVIII, Budapest 1940 e 1942.

Id. — Banque Nationale de Hongrie. — *XV Riunione annuale.* Budapest, 1940.

U.R.S.S.

— *Abrégé des données statistiques de l'Union des Républiques Socialistes Soviétiques.* Moscou, 1923.

Id. — *Récensement général de l'Union des Républiques Socialistes Soviétiques en* 1926. (XVI Session de l'Inst. Intern. de Stat., Moscou, 1925.

Id. — *Le fondamenta dello Stato socialista.* (in russo). 1940.

SMITHSONIAN REPORT - WASHINGTON

Abbott C. G. — *Solar Radiation as a Power Source.* Rep. 1943, Pub. 3742, 1944.

Id. — *Solar variation and weather.* Rep. 1944, Pub. 3777, 1945.

Id. — *The* 1914 *Tests of the Langley « Aerodrome »*, Rep. 1942, Pub. 360,7 1943.

Adams K. T. — *Radio Acoustic Ranging.* (R. A. R.), Rep. 1944, Pub. 3782, 1945.

Adams W. S. — *What Lies Between the Stars.* Rep. 1941, Pub. 3652, 1942.

Adrian E. D. — *Brain Rhythms.* Rep. 1944. Publ. 3796.

Armstrong E. F. — *The Sea as a Storehouse.* Rep. 1943, Pub. 3744, 1944.

Back E. A. — *Bookworms.* Rep. 1939, Pub. 3572.

Beals R. L. — *The contemporary Culture of the Coita Indians.* Bur. of Amer. Ethnology, Bull. 142, 1945.

Blackwelder E. — *Science and human Prospects.* Rep. 1941, Pub. 3661, 1942.

Bliven B. — *The Genes and the Hope of Mankind.* Rep. 1941, Publ. 3663.

Briggs Lyman J. — *The National Standards of Measurement.* Rep. 1940, Pub. 3610, 1941.

Bronk D. W. — *Human Problems in Military Aviation.* Rep. 1945, Pub. 3836, 1946.

Brooks C. F. — *Hurricanes into New England Meteorology of the storm of september* 21, 1938. Rep. 1939, Publ. 3563, 1940.

Id. e Chapman C. — *The New England Hurricane of September* 1944, Rep. 1945, Pub. 3825.

Burkalon (van) A. — *Fluorine in United States water supplies. Pilot Project for the atlas of diseases.* Rep. 1946, pub. 3877, 1947.

Bushnell D. I. Jr. — *The use of soapstone by the Indians of the eastern United States.* Publ. 3578, 1940.

Carington Smith H. — *On the frontier of British Guiana and Brazil.* Rep. 1939, Publ. 3569.

Carter W. — *Insects and the spread of plant diseases.* Rep. 1940, Publ. 3619, 1941

Clay Lowdermilk W. — *Lessons from the old world to the America in land use.* Rep. 1943.

Cochran D. M. — *Dangerous Reptiles.* Rep. 1943, pub. 3753, 1944.

Cohn E. J. — *Blood and Blood Derivatives.* Rep. 1945. Publ. 3837.

Compton A. H. — *Atomic energy as a human asset.* Rep. 1946, publ. 3874, 1947.

Id. — *Science Shaping American Culture.* Rep. 1941, publ. 3655, 1942.

Consolazio W. V., Pace N., Ivy A. C. — *Drinking Water from Sea Water.* Rep. 1945.

Cook O. F. — *Natural Rubber.* Rep. 1943, Publ. 3755.

Coon Carleton S. — *Southern Arabia, A problem for the future.* Rep. 1944 Publ. 3793.

Cooper J. M. — *Areal and Temporal Aspects of Aboriginal South American Culture.* Rep. 1943, Publ. 3757.

Cowgill G. R. — *Some Food Problems in Wartime.* Rep. 1943, Publ. 1944, 1944.

Craighead F. C. — *The Influence of insects on the development of forest protection and forest management.* Rep. 1941, Publ. 3665.

Crawford Chandler A. — *Biology and Medicine.* Rep. 1944, Pub. 3789.

Darrow K. K. — *Nuclear Fission.* Rep. 1940, Pub. 3609, 1941.

Densmore F. — *The study of Indian Music.* Rep. 1941, Pub. 3671, 1942.

Desch C. H. — *New Metals and New Methods.* Rep. 1943, Publ. 374

Dietz D. — *Cultural values of Physics.* Rep. 1940, Pub. 3608, 1941.

Douglas V. A. — *Astronomy is a World at War.* Rep. 1944, pub. 3778

Drucker P. — *Ceramic Sequency at Tres Zapotes.* Veracruz, Mexico, Bull. 140, 1943.

Id. — *Ceramic stratigraphy at Cerro de las Mesas Veracruz, Mexico.* Bulletin 141, 1943.

Durand W. F. — *Modern Trends in Air Transport.* Rep. 1939, Publ. 3581.

Edes H. R. e Strausz R. H. — *Maps, Strategy and World Politics.* Rep. 1943, Publ. 3751.

Edwards H. T. — *The introduction of Abaca (Manila Hemp) into the Western Hemisphere.* Rep. 1945.

Einarsson Vigfus. — *Iceland Land of Frost and Fire.* Rep. 1941, pub. 3662, 1942.

Elvehjem C. A. — *The Nutritional Requirements of Man.* Rep. 1942, Pub. 3718, 1943.

Farren W. S. — *Research for Aeronautics. Its planming and application.* Rep. 1944, Pub. 3784, 1945.

Fenton W. N. — *Contract Between Iroquis Herbalism and Colonial Medicine.* Rep. 1941. Publ. 3670.

Id. — *Masked Medicine Societies of the Iroquois.* — Rep. 1940, Publ. 3624.

Fernald M. L. — *The problem of conserving rare native plants.* Rep. 1939, Publ. 3573.

Fleming J. A. — *The Sun and the Earth's magnetic Field.* Rep. 1942, Publ. 3711, 1943.

Florey H. W. e Chain E. — *The development of Penicillin in Medicine.* Rep. 1944, Publ. 3797.

Foster Mulford B. — *The Bromeliads of Brasil.* Rep. 1942, Publ. 3723, 1943.

Fox Charles L. — *Sulfonamides in the treatment of War Wounds and Burns.* Rep. 1943, Publ. 3762.

Friedmann H. — *The Natural History Background of Comonglage.* Rep. 1943, Publ. 3752, 1944.

Gabrielson Ira N. — *The National Wildlife Refuge program of the fish and wildlife Service.* Rep. 1940, Publ. 3617, 1941.

Garland L. H. — *The Scientific Importance of X Rays.* Rep. 1946, Publ. 3875, 1947.

Gershenfeld L. — *Ultraviolet light as a sanitary aid.* Rep. 1942, Publ. 3712.

Gibbons W. A. — *The Rubber Industry* 1839-1939. Rep. 1940, Publ. 3612.

Gilbert William H. jr. — *People of India.* Institution - War background Studies. Neighteen, Publ. n. 3767, 1944.

Glueck N. — *The Excavations of Salomon's Seaport : Ezion-Geber.* Report 1941.

Gonzales J. R., Foshag W. F. — *The Birth of Paricutin.* Rep. 1946, Publ. 3878, 1947.

Graf J. E. — *National Responsability for Research.* Rep. 1946, Publication 3887, 1947.

Hambleton J. I. — *The Indispensable Honey Bee.* Rep. 1945, Publ. 3828.

Harnwell G. P. — *Our Knowledge of Atomic Nuclei.* Rep. 1939, Publication 3559, 1940.

Harrison George R. — *Spectroscopy in industry.* Rep. 1939. Publ. 3560.

Hawkins H. L. — *Humanity in Geological Perspective.* Rep. 1939, Publication 3564, 1940.

Heaps C. W. — *The Structure of the Universe.* Rep. 1944, Publ. 3779, 1945.

Heck N. H. — *Japanese Earthquakes.* Rep. 1945, Publ. 3823.

Henderson E. P., Perry Stuart H. — *Meteorites and their metallic constituents.* Rep. 1942.

Heroy W. B. — *Petroleum Geology.* Rep. 1943, Publ. 3746, 1944.

Hodgson E. A. — *The Structure of the Earth as Revealed by Seismology.* Rep. 1939, Publ. 3566, 1940.

Hoover J. E. — *Physical Science in the Crime Detection Laboratory.* Report 1939, Publ. 3561, 1940.

Hottel H. C. — *Artificial Converters of Solar Energy.* Rep. 1941, Publication 3653, 1942.

Howard H. S. — *The David W. Taylor Model Basin.* Rep. 1944, Publication 3783, 1945.

Hrdlicka A. — *The Eskimo Child.* Rep. 1941, Publ. 3673, 1942.

Hubble E. — *The Problem of the expanding Universe.* Rep. 1942, Publication 3707, 1943.

Jackson Hartley H. T. — *Conserving Endangered Wildlife Species.* Rep. 1945, Publ. 3826.

James G. G. — *The Fringe of the Sun : nebulium and coronium.* Rep. 1939, Pub. 3558, 1940.

Janse O. R. T. — *Archealogy of the Philippine Islands.* Rep. 1946, Pub. 3883, 1947.

Janze Alov R. T. — *The people of French Indochina.* War background Studies. N. nineteen. Publ. 3768, 1944.

Jeans J. — *Is there life on the other worlds ?* Rep. 1942, Publ. 3709.

Jenness D. — *Prehistoric culture waves from Asia to America.* Rep. 1940, Publ. 3623, 1941.

Id. — *Canada's Indian problems.* Rep. 1942, Publ. 3724.

Jones W. — *Ethnography of the Fox Indians.* Bur. of Amer. Etnology. Bull. 125, 1939.

Kellogg R. — *Past and Present status of the marine manuals of South America and the West Indies.* Rep. 1942, Publ. 3719, 1943.

Kelso J. L., Thorley J. P. — *Palestinian Pottery in Bible Times.* Rep. 1946, Publ. 3884.

Kennedy R. — *Islands and peoples of the Indies.* Publ. 3734, 1943.

Kline Gordon M. — *Plastics.* Rep. 1941, Publ. 3659.

Krantz J. C. — *Recent advances in Anesthesia.* Rep. 1944., Publ. 3798.

Krecker F. — *Woods and trees ; philosophical implication of some facts of science.* Rep. 1944, Publ. 3788.

Krieger H. W. — *Peoples of the Philippines.* War Background Studies. N. four. Publ. 3694, 1942.

Id. — *Island Peoples of the Western Pacific. Micronesia and Melanesia.*

Lasley J. W. Jr. — *Mathematics and the Sciences.* Rep. 1941, Publ. 3656, 1942.

Lawrence E. O. — *The New frontiers in the Atom.* Rep. 1941, Publ. 3654, 1942.

Lee Whorf B. — *Decipherment of the linguistic portion of the Maya Hieroglyphs.* Rep. 1941.

Lees G. M. — *The search for oil.* Rep. 1940, Publ. 3614.

Levorsen A. I. — *Trends in Petroleum Geology.* Rep. 1942, Publ. 3713, 1943.

Lion K. S. — *Technology and Medicine.* Rep. 1946, Publ. 3886.

Lockley R. M. — *The Sea bird as an individual. Results of ringing experiments.* Rep. 1939, Publ. 3570, 1940.

Loftin U. C. — *Living with the Boll Weevil for fifty years.* Rep. 1945, publ. 3827, 1946.

Mc Atee W. L. — *Biologic Balance on the Farm.* Rep. 1939, Publ. 3568, 1940.

Mc Donald Gordon A. — *The* 1942 *Eruption of Mauna.* Rep. 1943, Publ. 3747.

Mc Donnell J. D. — *The Microbiotics.* Rep. 1945, Publ. 3838, 1946.

Mackintosh N. A. — *The Natural History of Whalebone Whales.* Rep. 1946, Publ. 3879, 1947.

Mc Math R. R. — *Solar prominences in motion.* Rep. 1940, Publ. 3634, 1941.

Mc Millan Neil T. — *Birds and the wind.* Rep. 1939, pub. 3571, 1940.

Major R. T. — *Industrial Development of Synthetic Vitamins.* Rep. 1942, Publ. 3717.

Mather Kirtley F. — *The future of man as an inhabitant of the earth.* Rep. 1940, Publ. 3613, 1941.

Matthews B. H. C. — *Human limits in flight.* Rep. 1944, Publ. 3785, 1945.

Mauersberger H. R. — *The New Synthetic Textile Fibers.* Rep. 1941, Publ. 3658.

Id. — *Progress in New Synthetic Texile Fibers.* Rep. 1943, Publ. 3745.

Mears E. G. — *The Ocean Current Called « The Child ».* Rep. 1943, Publ. 3750.

Meier Chase F. — *Useful Algae.* Rep. 1941, Publ. 3667, 1942.

Meier F. E. — *Plankton in the Water Supply.* Rep. 1939, Publ. 3574, 1940.

Metraux A. — *Easter Island.* — Rep. 1944, Publ. 3795.

Id. — *The Native tribes of Eastern Bolivia and Western Matto Grosso.* Bur. of Amer. Ethnology, Bull. 134, 1942.

Miser Hugh D. — *Our Petroleum Supply.* Rep. 1939. Publ. 3567.

Munsell H. E. — *Vitamins and their occurrence in foods.* Rep. 1941, Publ. 3660, 1942.

NICHOLSON S. B. — *The Satellites of Jupiter.* Rep. 1940, Publ. 3607, 1941.

O' BRIEN B. — *Some biological effects of solar Radiation.* Rep. 1943, Publ. 3743, 1944.

OTLEY B. H. — *Philippine Textiles and the Textile Problem in General.* Rep. 1942, Publ. 3715.

PACKARD C. M. — *Insect enemies of our cereal crops.* Rep. 1942, Publ. 3721.

PARR L. W. — *Aspects of the Epidemiology of tubercolosis.* Rep. 1944, Publ. 3799, 1945.

PEHRSON E. W. — *The Mineral Position of the United States and the Outlook for the future.* Rep. 1945, Publ. 3822.

PENDRAY G. E. — *The Story of the Time Capsule.* Rep. 1939, Publ. 3582, 1940.

PERRY E. L. — *Growing Rubber in California.* Rep. 1945, Publ. 3832.

PLISCHKE E. — *Trans-arctic aviation.* Rep. 1944, Publ. 3786.

PORTER B. A. — *The codling moth.* Rep. 1944, Publ. 3791.

POTTER R. K. — *Visible Patterns of Sound.* Rep. 1946, Publ. 3876, 1947.

PRATT WALLACE E. — *Our Petroleum resources,* Rep. 1944, Publ. 3787.

RAMSBOTTOM J. — *Fungi and Modern Affairs.* Rep. 1945, Publ. 3830, 1946.

RASSLER R. S. — *Geological Exhibits in National Zoological Park.* Report 1939, Publ. 3565.

ROBBINS W. J. — *The importance of plants.* Rep. 1945, Publ. 3829 1946.

ROBERTS F. H. H. jr. — *Archeological Remains in the Whitewater District Eastern Arizona.* Part. II Artifacts and Burials, Bull. 126, 1940.

ID. — *The New World paleo-indian.* Rep. 1944, Publ. 3794.

RICHARDSON R. S. — *Atomic Power in the Laboratory and in the Stars.* Rep. 1946, Publ. 3873, 1947.

RITCHIE J. — *Perspectives in evolution.* Rep. 1940, Publ. 3615, 1941.

ROBINSON J. L. — *Conquest of the Nortwest Passage by R. C. M. Schooner « St. Roch ».* Rep. 1945, Publ. 3824, 1946.

ROSE A. C. — *Historic American Highways.* Rep. 1939, Publ. 3580.

RUSSELL S. J. — *Grassland and farmland and factors in the cyclical development of eurasian history.* Rep. 1944, Publ. 3792, 1945.

SARNOFF D. — *Industrial Science Looks Ahead.* Rep. 1944, Publ. 3780.

SAVACHERY H. — *Easter Island Polynesia.* Rep. 1936.

SAWYER W. A. — *The Yellow Fever situation in the Americas.* Rep. 1943, Publ. 3763, 1944.

SCHMITT W. L. — *The Sun and the harvest of the Sea.* Rep. 1946, Publ. 3881, 1947.

SCHWARTZ B. — *Trichinosis in Swine and its Relationship to public Health.* Rep. 1939, Publ. 3575.

SCRIBNER G. K. — *Plastics and metals. - Competitors or collaborators ?* Rep. 1945, Publ. 3821.

SEIDEL R. E. e M. ELIZABETH WINTER. — *The new miscroscopes.* Report 1944, Publ. 3781.

Setzler F. M. e Jennings J. D. — *Peachtree Mound and Village Site, Cherokee County North Carolina.* Bull. 131, 1941.

Shapley H. — *On the Astronomical Dating of the Earth's Crust.* Rep. 1946, Publ. 3872, 1947.

Id. — *Galaxies.* Rep. 1942, Publ. 3708, 1943.

Shetrone C. — *A Unique Prehistoric Irrigation Project.* Rep. 1945, Publ. n. 3824.

Skilling W. T. — *Our Revolving « Island Universe », and its spiraling Counterparts.* Rep. 1945, Publ. 3818, 1946.

Skutch A. F. — *Life history of the Luetzal.* Rep. 1946, Publ. 3880, 1947.

Smith J. L. B. — *A Living Fossil.* Rep. 1940.

Smith M. W. — *The role of Science in the Electrical Industry.* Rep. 1941, Publ. 3657.

Spear F. G. — *Medical Uses of the Cyclotron.* Rep. 1945, Publ. 3819.

Speiser E. A. — *Closing the gap at Tepe Gawra.* Rep. 1939, 1940.

Spencer J. H. — *Is there life in other Worlds ?* Rep. 1939, Publ. 3556, 1940.

Spinden H. J. — *Sun Worship.* Rep. 1939, Publ. 3577, 1940.

Spink W. W. — *Sulfanilamide and Related Chemicals in the treatment of infections diseases.* Rep. 1940, *Publ.* 3627, 1941.

Stanley W. M. — *Chemical Properties of viruses.* Rep. 1942, Publ. 3716, 1943.

Stetson H. C. — *Oceanography.* Rep. 1943, Publ. 3749, 1944.

Stevens F. — *Stonehenge : Today and Yesterday.* Rep. 1940, Publ. 3626 1941.

Stewart T. D. — *Anthropology and the Melting Pot.* Rep. 1946, Publ. 3882, 1947.

Stine C. M. A. — *The Rise of the organic chemical industry in the United States.* Rep. 1940. Publ. 3611.

Stirling M. W. — *Snake bites and the Hopi Snake dance.* Rep. 1941, Publ. 3672.

Id. — *Concepts of the Sun among American Indians.* Rep. 1945, Publ. 3835.

Id. — *The native peoples of New Guinea.* Publ. 3726, 1943.

Id. — *Origin mith of Acoma and other Records.* Bull. 135, 1942.

Id. — *Stone monuments of Southern Mexico.* Bull. 138, 1943.

Swanton J. R. — *The evolution of Nations.* Publ. 3686, 1942.

Id. — *The Indians of the Southeastern United States.* Bull. 137, 1946.

Id. — *Source material on the History and Ethnology of the Caddo Indians.* Bur. of Amer. Ethnology, Bull. 132, 1942.

Id. — *Linguistic Material from the tribes of Southern Texas and Northeastern Mexico.* Id., Bull. 127, 1940.

Tannous A. I. — *The Arab village community of the Middle East.* Report 1943, Publ. 3760.

Thimann K. V. — *Growth Hormones in Plants.* Rep. 1941, Publ. 3666, 1942.

TRUE STETSON H. — *Solar Radiation and the State of the Atmosphere.* Rep. 1942, Publ. 3710, 1943.

UPAROV B. P. — *The locust plague.* Rep. 1944, Publ. 3790.

WALKER E. H. — *The Plants of Cina and their usefulness to man.* Rep. 1943, Publ. 3754, 1944.

ID. — *Care of Captive Animals.* Rep. 1941, Publ. 3664, 1942.

ID. — *Animal Behavior.* Rep. 1940, Publ. 3616, 1941.

WASHBURN S. L. — *Thinking About Race.* Rep. 1945, Publ. 3833, 1946.

WATSON M. — *The geographical aspects of malaria.* Rep. 1942, Publ. 3722.

WATTS W. W. — *Form, Drift and Rhythm of the Continents.* Rep. 1936, Publ. 3422, 1937.

WEDEL WALDO R. — *Archeological investigations at Buena Vista Lake, Kern County, California.* Bull. 130, 1941.

WEIANT C. W. — *An Introduction to the Ceramics of Tres Zapotes Veracruz, Mexico.* Bull. 139, 1943.

WEINTRAUB R. L. — *Chemotherapeutic Agents from Microbes.* Rep. 1943, Publ. 3761.

ID. — *Plant-tissue cultures.* Rep. 1940, Publ. 3621.

WENLEY A. G. e POPE J. A. — *China.* Publ. 3770, 1944.

WHITING BISHOP C. — *The Beginnings of civilization in Eastern Asia.* Publ. 3625, Rep. 1940, 1941.

ID. — *Origin of far Eastern Civilisations : a brief Handbook.* Rep. 1943, Publ. 3758, 1944.

WHITTLESEY D. — *Dakar and other Cape Verde Settlements.* Rep. 1942, Publ. 3725.

WHITE W. H. — *The Mexican Bean Beetle.* Rep. 1940, Publ. 3620.

WIMPERIS H. E. — *The future of Flying.* Rep. 1940, Publ. 3628, 1941.

WINTROBE M. M. — *The March of Medicine.* Rep. 1946, Publ. 3885.

WRIGHT T. P. — *Wongs for Transportations.* (Recent Developments in air transportation equipment). Publ. 3674, 1942.

WOOLARD E. W. — *Physical Interpretation of the Weather.* Rep. 1939, Publ. 3562.

YOUNG STANLEY P. *The retourn of the Musk Ox.* Rep. 1942, Publ. 3720, 1943.

ID. — *A brief summary of the S. I. part in world war II.* Rep. 1945, Publ. 3839, 1946.

ID. — *Anthropological Papers-Numbers* 19-26-27-32. Bull. 133, 1943.

ID. — *Report of the Secretary of the S. I. and Financial Report of the esecutive Committee of the Board of Regents for years* 1940-1941. Publ. 3600, 3643, 1940.

U. S. A. DEP.T. OF AGRICULTURE - WASHINGTON

ANDERSON R. L. e HONZEMAN E. E. — *Tables of Orthogonal Polynominal Values Extended to n.* 104. Agric. Exp. Station I. Res. Bull. 297, Apr. 1942, Ames-Iowa.

BRADY D., MONROE D., SCHMIDT WEIS G., DREIS T. — *Family Income and Expenditures - Southeast Region* - P. 1. *Family Income.* Misc. Public, n. 375, 1940.

Id. Id. Perry M., Pratt M. R. — Id., id., Misc. Publ.n. 462,1941.

Id. Id. Phelps E., Rainboth E. — *Family Income and Expenditures - Five Regions - P. 2. Family Expenditures.* (Misc. Pul. n. 396 - *Urban and Villages Series*), id., 1940.

Chapman P. J., Hess A. D. — *Mortality of the Apple Maggot in Fruit Held in Cold Storage.* Circ. n. 600, May 1941.

Clark F. J. — *Cytological and Genetic Studies of Sterility in Inbred and Hyrid Maize.* (Connecticut Agric. Exp. Station - New Haven, Bull. 465, Sept. 1942).

Cochran W. G. — *An Examination of the Accurcy of Lattice and Lattice Square Experiment an Corn.* Agric. Exp. Station, Res. Bull. 289, Aug. 1941, Ames-Iowa.

Id., — *Some Additional Lattice Square Designs.* Id., id., Bull. 318 May 1943 - Ames-Iowa.

Cole J. S. — *Correlations between Annual Precipitation and the yield of spring wheat in the great plains.* Tech. Bull. n. 636, Dec. 1938.

Craddock G. W. e Forsling C. L. — *The influence of Climate and Grazing on Spring - Fall Sheep Range in Southern Idaho.* Tech. Bull. n. 600 - Febr. 1938.

Deming W. E. — *Some notes on least squares.* Washington. The Graduate School. 1938.

Dewees A. — *Fates, oils and oleaginons raw materials - Production, prices, trade, disappearance in the United States* - 1912-35 *and available data for Earlier Years.* Bull. n. 59, May 1937.

Drown M. J. — *Soybean and Soybean Products as Food.* Misc. Publ. n. 534, Dic. 1943.

Earlie I. P. — *The Nutrition of very young animals.* « Yearbook of Agriculture », 1939. Yearbook Sep. n. 1698.

Edwards E. E., Rasmussen W. D. — *A Bibliography on the Agriculture of the American Indians.* Misc. Publ., n. 447, Jan. 1942.

Fivaz A. E. — *Longevity and Germination of Seeds of Ribes, particularly R. Rotundifolium. under Laboratory and Natural Conditions.* Tech. Bull. n. 261, Aug. 1931.

Green W. P., Hukill W. V., - Rose D. H. — *Calorimetric Measurements of the Heat of Respiration of Fruits and Vegetables.* Tech. Bull. n. 771, March 1941.

Hannay M. — *The influence of weather on crops* 1900-1930, 1931.

Hardy J. I., Earle I. P. — *Te relation of Nutrition to the Production of Hides and Wool.* « Yearbook of Agriculture » 1939. Yearb. Sep. n. 1697.

Jerome C. R. — *Design and Statistical Analysis of some confounded Factorial Experiments.* Agric. Exp. Station, Res. Bull. 333, June 1944, Ames Iowa.

Jessen R. — *Statistical investigation of a sample survey for obtaining Farm Facts.* Res. Bull. 304, June 1942.

Johnson H. W., Koehler B. — *Soybean Diseases and their Control.* Farmer Bull. n. 1937, May 1943.

Jones H. A., Davis G. N. — *Inbreeding and Heterosis and their Relation to the Development of New Varieties of Onions.* U. S. Dep. Tec. Bull. n. 874, Aug. 1944.

KING A. J. e JEBE E. H. — *An Experiment in Pre-Harvest Sampling of Wheat Fields.* Agric. Exp. Station - Iowa State College. Res. Bull. 273, Aug. 1940, Ames-Iowa.

KOLLMARGEN W. M. — *Culture of a contemporary rural community - The old order amish of Lancaster County, Pennsylvania.* Rural Life Studies: 4 Sept. 1942.

KYRK H., MONROE D., ed altri. — *Family Housing and Facilities.* Five Regions, Miscell. Publ. n. 399.

LACY M. G. — *The influence of Weather on Crops* 1900-1930.

LEONARD O., LOOMIS C. P. — *Culture of a contemporary rural community- El Cerrito, New Mexico.* Rural life studies: 1, Nov. 1941.

MAC LEISH K. and KIMBALL Y. — Id., id., *Landaff, New Hampshire.* Rural life studies: 3, Apr. 1942.

MARTIN D. S., MONROE D., BRADY D. S., PHELPS E. — *Family Income and Expenditures - Middle Atlantic, North Central and New England Regions - P. I Family Income.* Farm Series Miscell. Publ. n. 383.

MC LISTER L. C., MC CUBBIN W. A., PFAFFMAN G. A., OWREY W. T., TAYLOR H. G., BERRYHILL T. W. — *A Study of the Adult Population of the West Indian Fruit Fley in Citrys Plantings in Puerto Rico.* Puerto Rico Exp. Station, Agric. Mayaguez, Puerto Rico, Bull.n. 41, Dec. 1941.

MOE E. O., and TAYLOR C. C. — *Culture of a contemporary rural community. Irwin Iowa.* (Rural life studies: 5 Dec. 1942.

MONROE D., WEBER M. S., HOLLINGSWORTH H. — *Family Income and Expenditures Pacific Region. P. I - Family Income.* Urban and Village Series, 1939.

ID., PHELPS E., SWISHER I. G. — *Income and Family Expenditures - Middle Atlantic and North Control Region and New England Region. P. I - Family Income,* 1940.

ID., BRADY D. S., PERRY M., CRONISTER K., RAINBOTH E. D. — *Family Income and Expenditures - Five Regions.* P. 2 - *Family expenditures.* 1941.

MORSE W. J. — *Soybean Hay and Seed Production.* Washington, Dep. of Agric. 1929.

ID. — *Soybean Utilization.* Id., id., 1930-32.

ID., CARTIER J. L. — *Soybeans : Culture and Varieties.* 1927-1939.

O' BRIEN R., GIRSHICK M. A. — *Children's Body Measurements for Sizing Garments and Patterns - A presented standard system based on height and girth of hips.* Misc. Publ. n. 365, 1939.

PALLESEN J. E. e LANDE H. H. — *Seasonal Distribution of Rainfall in Relation to Yield of Winter Wheat.* U. S. Dep. Tec. Bull. n. 76, Jan. 1941.

PARK B. C., DAY B. B. — *A Simplified Method for Determining the Condition of White tailed Deer Herds in Relations to Available Forage.* Tec. Bull. n. 840, 1942.

RHOAD A. O., e BLACK W. H. — *Hybrid Beef Cattle for Subtropical Climates.* Circ. n. 673, Febr. 1943.

RICHEY F. D. — *The What and How of Hybrid Corn.* Farmers' Bull. n. 1744. Jan. 1935.

SINGLETON W. R. — *Cytological observations on deficiencies produced by treating maise pollen with ultra-violet light.* Connecticut Agric. Exp. Station, N. Haven and Univ. of Missouri-Columbias, « Genetics », 24 : 109, 1939.

ID., STEER H. B. — *Stumpage and Log Prices for the Calendar Year* 1942. Statistical Bull. n. 79, Jan. 1944.

ID., ID. — *Idem* 1943. id., n. 80, Jan. 1945.

STRAND N. V. e JESSEN R. J. — *Some Investigation on the Suitability of the Township as a Unit for Sampling Iowa Agriculture.* Agric. Exp. Station. U. S. Dep. Ames-Iowa.

TAYLOR C. C. — *The contribution of Sociology to Agriculture.* « Yearbook of Agriculture », 1940, Yearb. Sep. n. 1774.

WEISS G. S., MONROE D. CRONISTER K. — Economic Division - *Family Income and Expenditures - Plains and Mountain Region.* P. I. Misc. Publ. n. 345. Urban and Village Series, 1939.

WEISS M. G. e COX G. M. — *Balanced Incomplete Block and Lattice Square Designs for Testing Yield Differences among Large Numbers of Soybean Varieties.* Agric. Exp. Station. Res. Bull. 257, Apr. 1939, Ames-Iowa.

WYNNE W. — *Culture of a contemporary rural community.* Harmony, Georgia. (Rural Life Studies : 6), Jan. 1943.

U. S. A. DEP. OF COMMERCE - WASHINGTON

SAMMONS R. L. — *International Transactions of the United States during the War* 1940-45. U. S. Dep. Ec. Ser. n. 65, 1948.

THOMPSON W. — *Average number of children per woman in Butler County, Ohio,* 1930. U. S. Dep. Bureau of Census, 1941.

U. S. A. DEP. OF LABOR - WASHINGTON

ANDREWS J. — *Anthrax as an occupational disease.* Bull. n. 205. Industrial Accidents and Hygiene Series, N. 10 Jan. 1917), 1917.

BERMAN E. — *The Massachusetts System of Savings-Bank Life Insurance,* 1935.

CROXTON F. C., CROXTON F. E., CROXTON F. C. — *Average annual wage and salary payments in Ohio* 1916 *to* 1932, Bull. 614, 1935.

DAVIS H. J. J. — *Humanity in Government.* 1923.

DAWSON M. — *Problems of Workmen's Compensation Administration in the United States and Canada.* 1940.

FRASER A., HINRICHS A. F. — *Employment and Earning in the Engineering Profession* 1929 *to* 1934, Bull. 682, 1941.

HAMILTON A. — *Industrial Poisoning in Making Coal - Tar Dyes and Dye Intermediates,* 1921.

ID. — *Women in the lead industries.* Bull. n. 253, Industrial accidents and Hygiene series, Febr. 1919.

HOOKSTADT C. — *Comparison of work men's compensation laws of the United States and Canada up to January* 1, 1920.

KAPLAN A. D. H., WILLIAMS FAITH M., WULFF ERIKA H. — *Family Income Expenditure in Chicago,* 1935-36, vol. I - *Family Income, Vol. II - Family Expenditure,* 1939.

ID., ID., ID., ID., HELLMAN R. — *Family Income and Expenditure in Nine Cities of the East Central Region,* 1935-36, *vol. I - Family Income,* 1939.

ID., ID., ID., ID., HANSON A. C. — *Family Income and Expenditure in New York City*, 1935-36, *Vol. II - Family Expenditure*, 1939.

ID., ID., ID., MC CAMMAN D. — *Family Income and Expenditure in Five New England Cities* 1935-36, *vol. I - Family Income*, 1939.

ID., ID., CLEM R. E. — *Family Income and Expenditure in Selected New England Cities* 1935-36. Vol. II - *Family Expenditure*, Bull. n. 645, 1941.

ID., ID., BOWMAN WARDS S. — *Family Income and Expenditure in Selected Urban Communities of the West Central - Rocky Mountain Region* 1935-36 - *Vol. I Family Income* - U. S. Dep. 1940.

ID., ID., EPSTEIN L. A. —*Family Income and Expenditure in Selected Urban Communities of the West Central Rocky Mountain Region*, 1935-36 Vol. II - *Family Expenditure*, 1940.

ID., ID., EPSTEIN L. A. — Id., *in Selected Southeastern Cities* 1935-36.

ID., ID., BERNARD J. S. — *Family Income and Expenditure in the Southeastern Region* 1935-36. Vol. I - *Family Income*, 1939.

ID., ID., PARTEN M. — *Family Income and Expenditure in Four Urban Communities of the Pacific Northwest*, 1935-36, Vol. I, *Family Income*, 1939.

WILLIAMS F. M. a. HANSON A. C. — *Money Disbursement of Wage Earners and Clerical Workers in Eigth Cities in the East North Central Region*, 1934-36, Bull. n. 636, 1940.

ID., ID. — *Money Disbursements of Wage Earners and Clerical Workers in the North Atlantic Region* 1934-36, *Vol. I - New York City*. Bull. n. 637, Vol. II - *Eleven Cities*, 1939.

ID., ID. — Id., *in Five Cities in the Pacific Region*. Bull. n. 639, 1939.

ID., ID., WIMSATT G. B. — *Money Disbursements of Employed Wage Earners and Clerical Workers in Twelve Cities of the South* 1934-36. Bull. n. 640, 1941.

ID., ID. — Id., *in Five Cities in the West North Central - Mountain Region* 1934-36. Bull. n. 641, 1939.

WOODBURY R. M. — *Causal factors in infant mortality*. Publ. n. 142, 1925.

Tipografia F. Failli - Via Tuscolana 128 - Roma